Centre de recherche sur les transports (C.R.T.)
Centre for Research on Transportation

CRT-2005-22

MESURE DES EFFETS INCITATIFS À LA PRUDENCE AU VOLANT CRÉÉS PAR LES SANCTIONS ET ÉVALUATION DU POUVOIR PRÉDICTIF DES INFRACTIONS SUR LE RISQUE ROUTIER

par

Georges Dionne
Jean Pinquet

Juillet 2005

Université de Montréal
C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal QC H3C 3J7 Canada
Téléphone : (514) 343-7575 / Télécopieur : (514) 343-7121

crt@crt.umontreal.ca
www.crt.umontreal.ca

HEC ÉCOLE POLYTECHNIQUE MONTRÉAL Université de Montréal

PUBLICATION
CRT-2005-22

MESURE DES EFFETS INCITATIFS À LA PRUDENCE AU VOLANT CRÉÉS PAR LES SANCTIONS ET ÉVALUATION DU POUVOIR PRÉDICTIF DES INFRACTIONS SUR LE RISQUE ROUTIER

par

Georges Dionne [1]
Jean Pinquet [2]

Les auteurs remercient Mathieu Maurice pour son aide dans la préparation de la base de données et pour des calculs économétriques. Ils remercient également le ministère des Transports, de l'Équipement, du Tourisme et de la Mer (France) pour le financement de l'étude dans le cadre du programme PREDIT.

1. Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Canada H3C 3J7 et Chaire de gestion des risques, HEC Montréal, 3000, chemin de la Côte Ste-Catherine, Montréal, Canada H3T 2A7
2. THEMA, Université de Parix X-Nanterre, U.F.R. Sciences économiques, Gestion, Mathématiques et Informatique, 200 Avenue de la République, 92001 Nanterre Cedex – France

Dépôt légal – Bibliothèque nationale du Québec
Bibliothèque nationale du Canada, 2005

105-06991/

RÉSUMÉ

Ce rapport étudie les effets incitatifs reliés à l'utilisation des infractions au Code de la sécurité routière dans la tarification de l'assurance automobile. Il ressort clairement que les infractions ont un pouvoir prédictif réel sur les risques en fréquence d'accidents et d'infractions. L'analyse empirique des données québécoises fait aussi apparaître que le risque en fréquence d'infractions d'un conducteur diminue quand la menace de retrait de permis se rapproche. Nous montrons également que le changement de tarification de l'assurance automobile de 1992 au Québec a augmenté les incitations à la sécurité routière.

Mots clés : Effet incitatif, infraction au Code de la sécurité routière, tarification de l'assurance automobile, accident.

ABSTRACT

This report studies the incentive effects of using violations to the Road Safety Code for automobile insurance pricing. The empirical analysis with data from Quebec clearly shows that demerit points are good predictors for accidents. The empirical analysis also indicates that the drivers' risk decreases when the risk of permit suspension increases. We finally show that the Quebec 1992 structural change in insurance pricing increases the incentives for road safety.

Keywords: Incentive effect, violation to the Road Safety Code, auto insurance pricing, accident.

1 Introduction et synthèse des résultats obtenus

Les infractions au code de la route font l'objet de contrôles et de sanctions qui vont en s'intensifiant partout dans le monde. La multiplication d'appareils (radars, caméras) venant en appoint des contrôles effectués par des agents assermentés augmente l'intensité de la surveillance sur les conducteurs. Par ailleurs, on observe le plus souvent une baisse du nombre des décès dus aux accidents de la route. Malgré les progrès importants faits récemment en France dans ce domaine, nous restons en retrait de ce que certains pays ont pu réaliser en terme de sécurité routière. Les résultats présentés dans ce rapport final s'appuieront sur une analyse de données en provenance du Québec, province canadienne dans laquelle une politique de sécurité routière audacieuse a été appliquée bien avant qu'on y songe en France.

Une infraction routière susceptible d'être sanctionnée peut avoir différentes sources: non respect de la signalisation (priorité, vitesse), comportement à risque en dehors de la conduite (consommation d'alcool ou de drogues) et comportement au volant. Le non respect d'une distance minimale avec le véhicule qui vous précède, le fait de téléphoner en conduisant ou d'accélérer quand un véhicule vous double sont des actes qui entrent de plus en plus dans le champ des infractions sanctionnées quand elles sont relevées.

Une différence importante entre les infractions et les accidents est la notion de faute. Alors qu'une infraction n'a le plus souvent pas d'incidence fâcheuse sur l'intégrité des personnes et des biens, elle reflète un non respect de règles connues des conducteurs et peut à ce titre entraîner une sanction financière et pénale. A l'inverse un accident, même grave, peut être causé par un conducteur sans qu'il y ait faute de sa part. Durant les dernières décennies, on a vu se multiplier dans le monde des règles d'indemnisation des victimes d'accidents de la route sans égard à la responsabilité des conducteurs, ceci pour protéger les victimes et accélérer ces indemnisations. C'est l'esprit de la loi Badinter du 5 juillet 1985.[1]

Le Québec a connu une évolution plus radicale encore de son environnement réglementaire en matière de sécurité routière (cf. la présentation de Jean-Yves Gagnon dans [3], pages 183-189). Jusqu'en 1978, les accidents corporels y étaient indemnisés dans un régime de responsabilité. Les préjudices aux victimes dus aux délais importants dans la détermination de la respon-

[1] Le premier alinéa de cette loi stipule que "Les victimes, hormis les conducteurs de véhicules terrestres à moteur, sont indemnisées des dommages résultant des atteintes à leur personne qu'elles ont subis, sans que puisse leur être opposée leur propre faute".

sabilité, voire à l'absence d'indemnisation dans la cas où la victime était reconnue responsable ont conduit les autorités québécoises à promulguer une loi d'indemnisation sans égard à la responsabilité. Ce type de réforme a d'ailleurs été appliqué sur une partie du continent nord-américain, où on observe aujourd'hui une dichotomie entre système "no-fault" et "tort system"[2]. Quelques mois avant la promulgation de cette loi avait été créée la Société de l'Assurance Automobile du Québec (nommée ultérieurement SAAQ). Cette société a le monopole de l'assurance des dommages corporels causés par les conducteurs. Elle gère par ailleurs le fichier des permis de conduire, qui fonctionne comme en France avec des points (dits "d'inaptitude") associés aux infractions et qui peuvent entraîner des suspensions et des révocations de permis. Etant en situation de monopole, elle dispose d'un fichier de tous les conducteurs et véhicules québécois, avec les historiques d'infractions et d'accidents corporels (et également d'autres accidents ayant donné lieu à un rapport de police). Le système de permis à points au Québec est décrit en détail dans la section suivante.

Georges Dionne a obtenu en 1997 un fichier de la SAAQ pour le Centre de Recherche sur les Transports de l'université de Montréal. Ce fichier représente un centième des conducteurs, sur une période allant de 1983 à 1996. La motivation initiale de ce partenariat était l'évaluation d'un changement de politique survenu en 1992, qui consistait à indexer la prime d'assurance de la SAAQ (couvrant l'indemnisation corporelle) sur le nombre de points d'inaptitude générés par les infractions et accumulés sur les deux années précédant le renouvellement de prime[3]. Ce fichier est à la base des résultats empiriques présentés dans ce rapport. Il n'a évidemment pas d'équivalent en France, car le fichier des permis de conduire est inaccessible aux universitaires et ne contient à notre connaissance pas d'information sur le risque d'accident. Les résultats présentés dans ce rapport sont pour partie déjà publiés dans d'autres études (publications de Georges Dionne et ses collègues à Montréal, et études faites dans le cadre d'un partenariat avec la Fédération Française des Sociétés d'Assurances sur le thème de la sécurité routière). Ils sont aussi pour partie originaux, comme par exemple ceux présentés en sections 5, 6 et 7.

Les sections 3 et 4 résument des résultats déjà publiés concernant le

[2]On trouvera des études sur ce sujet dans la référence précitée.

[3]Il faut également mentionner que ce changement de tarification provient d'une recommandation d'un rapport de recherche réalisé par Marcel Boyer et Georges Dionne ([5],[4]) pour la SAAQ.

pouvoir prédictif des infractions sur les risques en fréquence d'accidents et d'infractions. Il existe deux justifications à la sanction d'événements tels les accidents et les infractions.

- La première justification est donnée en termes d'équité. Si un événement de type accident ou infraction conduit à réévaluer le risque (pour l'assureur ou pour la société) à la hausse, l'amende est un impôt sur les risques les plus élevés[4]. De même, la différentiation des primes d'assurance en fonction de l'historique rééquilibre les flux entre contributeurs et prestataires.

- La seconde justification est en termes d'incitations. Une sanction se justifierait par le fait qu'une menace de sanction incite les conducteurs à conduire prudemment dans un environnement contractuel avec risque moral où les actions des conducteurs ne sont pas parfaitement observables.

Les sections 3 et 4 sont donc associées au premier point de vue, tandis que la section suivante se rapporte aux propriétés incitatives. Des données canadiennes, il ressort clairement que les infractions ont un pouvoir prédictif réel sur les risques en fréquence d'accidents et d'infractions. Les amendes sont ainsi justifiées comme taxes Pigouviennes.

L'analyse des propriétés incitatives à la prudence d'un système de contrôle et de sanction des infractions est d'un intérêt évident pour un projet se rapportant à la sécurité routière. Il aurait été intéressant de comparer des données antérieures et postérieures à la mise en place du permis à points au Québec, ou au moins d'observer une "montée en régime" du niveau de contrôle des infractions et d'en apprécier l'effet sur le risque moyen. En effet, on observe actuellement en France un renforcement très net des procédures de contrôle des infractions, ainsi qu'une baisse de la fréquence d'accidents. On peut se demander si cette diminution sera permanente, amplifiée ou si un apprentissage des nouvelles règles peut conduire ultérieurement à une dégradation des résultats. Les données dont nous disposons ne permettent guère de répondre à cette question car la fréquence annuelle des infractions au Québec

[4]Les économistes utilisent le terme de taxe Pigouvienne, dont la fonction est de corriger des externalités négatives (ici les dommages causés par les accidents). On peut justifier ainsi les taxes sur le tabac, l'alcool et l'essence. Arthur Pigou (cf. [16]) est un économiste britannique qui s'est rendu célèbre par ses travaux sur l'économie du bien-être.

est restée assez stable durant les années où nous disposons de données. Il est à noter que la fréquence des infractions y est très supérieure à celle observée en France, alors qu'il y a moins de mortalité sur les routes du Québec. Cela indique que le système de contrôle y est beaucoup plus efficace, et que nous ne faisons actuellement que rattraper notre retard. Par exemple, le nombre de morts en 1997 rapporté à 100 000 personnes était de 10,4 au Québec et de 14,1 en France (Dionne [10]). Les données de 1999 indiquent que le nombre de morts sur les routes sont de 9,88 par 100 000 personnes au Québec, 9,48 au Canada, 13,32 en France et 15,50 aux États-Unis (Dionne [11]). Il faut ajouter que la sécurité routière a été une priorité pour les autorités françaises ces dernières années, avec des résultats spectaculaires car le taux de mortalité précité est en 2004 de l'ordre de 8 pour 100000 en France.

S'il paraît difficile d'apprécier l'influence d'un renforcement des contrôles sur le risque routier à partir des données canadiennes, il est possible de raisonner en différenciant suivant le nombre de points. Au Québec comme en France, la menace la plus dissuasive est celle d'un retrait de permis, qui survient quand un certain nombre de points a été dépassé. Plus ce nombre est important, plus les incitations à une conduite prudente sont fortes. La section 5 analyse les données québécoises de ce point de vue. C'est cet axe de travail qui fournit une partie des nouveaux résultats par rapport à ceux déjà publiés par les auteurs. Les principaux résultats obtenus sont les suivants.

- L'analyse empirique des données québécoises fait apparaître que le risque en fréquence d'infractions d'un conducteur diminue quand la menace de retrait de permis se rapproche. Les incitations à la prudence générées par la menace de retrait de permis commencent à être effectives à partir de six points cumulés sur les deux dernières années. Au Québec, les infractions sont amnistiées au bout de deux ans contre trois en France. Par contre, la diminution du risque en fréquence d'accidents est beaucoup moins perceptible quand le conducteur monte dans l'échelle des points. Finalement, elle semble plus importante pour les jeunes conducteurs.

- La suite des travaux concernant les effets incitatifs consiste à développer des modèles de comportement optimal du conducteur pouvant être calibrés sur les observations. Les hypothèses de ce type de modèle peuvent laisser dubitatif. Le conducteur est supposé très rationnel, les variations de l'effort sont basées uniquement sur la crainte de la

sanction, etc. L'intérêt de ce type de modèle est que, une fois calibré sur les données québécoises, on peut l'appliquer au cas français en changeant ce qui doit l'être (fréquence des infractions plus faible, seuil à douze points au lieu de quinze pour le retrait de permis, amnisties des infractions au bout de trois ans au lieu de deux). Trois modèles d'effort optimal sont proposés dans la section 5. Appliqués au contexte français, ils rendent effectives les incitations à la prudence générées par la menace de retrait de permis à partir d'un seuil de quatre points.

La section 6 du rapport étudie l'effet incitatif sur la sécurité routière de la tarification de l'assurance basée sur les infractions au Code de la sécurité routière. Ces résultats sont également originaux.

Avant 1992, la SAAQ offrait des primes d'assurance qui ne tenaient pas compte des infractions cumulées au chapitre du Code de la sécurité routière, ni de l'historique des accidents. Il avait été décidé, dès 1978, de ne pas utiliser les données concernant les accidents avec dommages corporels, puisque la responsabilité n'est pas documentée. De plus, la SAAQ n'a pas l'information des assureurs privés sur le degré de responsabilité pour les dommages matériels. À partir de 1992, on a introduit une nouvelle tarification de l'assurance pour les dommages corporels, basée sur les points d'inaptitude cumulés. Nous appliquons le modèle développé par Abbring et al. ([1], [2]) pour analyser l'impact de cette mesure incitative sur les infractions au Code de la sécurité routière. Nous montrons que le changement de tarification de l'assurance automobile de 1992 au Québec a augmenté les incitations à la sécurité routière.

La section 7 aborde le choix des amendes optimales à imposer pour des infractions au Code de la sécurité routière. Nous montrons les liens directs pouvant exister entre la valeur de la vie, l'établissement des amendes optimales et la fréquence optimale des infractions. Si nous nous intéressons aux infractions reliées à des délits dangereux pouvant occasionner la mort, nous montrons qu'une valeur sociale de la vie de 2,5 millions d'euros engendre des amendes de 2 500 euros pour ces infractions et une fréquence beaucoup plus élevée des contraventions.

La conclusion de l'étude propose des extensions à notre recherche. Enfin, la section 9 comporte des annexes techniques se rapportant aux modèles de comportement optimal et économétriques développés dans les sections précédentes.

2 Comparaison des systèmes de permis à points français et québécois

Pour pouvoir transposer au cas français les résultats obtenus sur données québécoises, il faut s'assurer que les systèmes sont proches dans leur logique. Ce qui suit prouve que c'est bien le cas.

A la différence du permis "peau de chagrin" en vigueur en France, le permis à points québécois fonctionne suivant un principe cumulatif. Un conducteur qui n'a pas commis d'infractions inscrites au fichier depuis deux ans n'a pas de points d'inaptitude. Sinon, on lui attribue la somme des points associés aux infractions des deux dernières années. Les infractions sont amnistiées après deux ans, au lieu de trois ans en France. Pour les conducteurs expérimentés, le seuil des points cumulés au delà duquel le permis est révoqué est de quinze, contre douze en France. Ce seuil était également de douze au Québec avant 1990. Dans ce cas le conducteur doit repasser les examens, et on notera qu'il est averti par la SAAQ dès que le total des points cumulé dépasse le total de 7. Pour les conducteurs débutants, les sanctions interviennent beaucoup plus vite, mais sont plus bénignes: le permis est suspendu pour 3 mois, et donc rétabli automatiquement ensuite, mais cette sanction est appliquée dès que le total des points dépasse 4. La tolérance à l'alcool est de zéro pour les nouveaux conducteurs et de 0,8 grammes par litre pour les conducteurs avec expérience.

Il faut bien entendu comparer le nombre des points associés à chaque infractions dans chacun des systèmes pour pouvoir transposer au cas français des résultats obtenus sur les données de la SAAQ. Le tableau qui suit résume les deux systèmes de pénalité (la terminologie des infractions étant celle retenue au Québec). Il faut préciser que l'équivalence proposée entre France et Québec n'est qu'approximative, les typologies d'infractions présentant forcément des différences.

Tableau 1: comparaison des pénalités françaises et québécoises

Intitulé de l'infraction	**Points d'inaptitude**	**Equivalent français**
Manquement à un devoir de conducteur impliqué dans un accident	9	6
Omission de se conformer à des ordres ou signaux d'un agent de la paix, d'un brigadier scolaire ou d'un signaleur	2	1
Vitesse ou action imprudente	4	3
Vitesse supérieure à une limite prescrite ou indiquée sur une signalisation. Excès de la vitesse permise de:		
11 à 20 km/h:	1	1
21 à 30 km/h:	2	2
31 à 45 km/h:	3	3
46 à 60 km/h:	5	4
61 à 80 km/h	7	6
81 à 100 km/h:	9	6
plus de 100 km/h	12	6
Franchissement prohibé d'une ligne de démarcation de voie	4	1
Dépassement prohibé sur la voie réservée à la circulation en sens inverse	4	1
Dépassement prohibé par la droite	2	1
Dépassement prohibé par la gauche	2	1
Omission de se conformer à un feu rouge	3	4
Omission de se conformer à un panneau d'arrêt	3	4
Omission du port de la ceinture de sécurité	2	1
Omission de faire un arrêt obligatoire à un passage à niveau	3	3

Intitulé de l'infraction	**Points d'inaptitude**	**Equivalent français**
Omission de s'arrêter à un passage à niveau en conduisant un autobus, un minibus ou un véhicule routier transportant certaines matières dangereuses, ou remise en marche prohibée d'un tel véhicule	9	6
Marche arrière prohibée	2	1
Marche arrière lorsque cette manœuvre ne peut être effectuée sans danger et sans gêne pour la circulation	2	1
Conduite pour un pari, un enjeu ou une course	6	4
Omission de s'arrêter à l'approche d'un autobus scolaire dont les feux intermittents sont en marche, ou croisement ou dépassement prohibé d'un tel véhicule	9	6
Omission du port du casque protecteur par un cycliste	2	1
Conduite interdite d'un véhicule routier trnasportant des matières dangereuses dans un tunnel	9	6

Comme on l'a rappelé dans l'introduction, la fréquence des infractions inscrites au fichier des permis de conduire est très supérieure au Québec. Durant la deuxième moitié de la période 1983-1996 - sur laquelle nous disposons de données - il y avait chaque année environ 700000 infractions entraînant l'inscription de points d'inaptitude. Des résultats détaillés sont donnés en [19]. Durant cette période, il y avait un peu plus de quatre millions de titulaires de permis de conduire, d'où une fréquence annuelle d'infractions sanctionnées supérieure à 15%. En France, il y a environ trente millions de titulaires du permis de conduire, et 1,2 millions d'infractions traitées par année en moyenne sur la période 2000-2002. La fréquence des infractions sanctionnées est donc 4 fois inférieure à celle du Québec. Il est clair que cette différence considérable n'est pas due à un meilleur comportement des

conducteurs français[5]. C'est la supériorité québécoise sur l'efficacité des contrôles ainsi que sur le taux de sanction des infractions relevées qui doit expliquer cette fréquence très supérieure d'infractions inscrites au fichier. Notons que de nombreux types d'infractions susceptibles d'être sanctionnées ont été rajoutées le 20 septembre 2001 dans le système Québécois. Ces infractions sont des manquements à des règles implicites de bonne conduite, comme par exemple: augmentation de la vitesse lors d'un dépassement (2 points), dépassements successifs en zigzag (4 points), espace insuffisant laissé derrière un autre conducteur (2 points), freinage brusque sans nécessité (2 points), etc.

Les différentes sanctions associées aux infractions ont entre autres pour fonction de créer des incitations à la prudence au volant. Elles remplacent dans le cas québécois les hausses de primes qui pouvaient être appliquées aux conducteurs avant 1978 suite à un accident en responsabilité ayant induit des dommages corporels, sanctions qui n'ont plus lieu d'être dès lors que la notion de responsabilité a été supprimée pour de tels accidents. Les sanctions basées sur les infractions sont plus bénignes, mais aussi plus fréquentes.

Signalons enfin qu'en 1992 la SAAQ a décidé d'indexer la composante assurance de la cotisation due par les conducteurs sur les points d'inaptitude cumulés sur les deux dernières années. Les valeurs des primes d'assurance sont les suivantes.

Tableau 2: primes d'assurance de la SAAQ en fonction du nombre de points de démérite

Points d'inaptitude (deux dernières années)	Prime pour deux ans ($ canadiens)	Fréquence en 2001 (%)
0,1,2,3	50	93,9
4,5,6,7	100	4,6
8,9,10,11	174	1,2
12,13,14	286	0,2
15 et plus	398	0,1

[5]Par exemple, le taux de décès sur la route est à peu près égal à un pour dix mille au Québec (750 décès pour 7,5 millions de Québécois). En France, il est supérieur de 20% en 2002 (7242 décès en 2002 pour un peu plus de 60 millions de Français). Cela dit, la nette amélioration des résultats en France en 2003 et en 2004 devrait aboutir à des résultats similaires.

La prime d'assurance n'est qu'une partie de la cotisation versée à la SAAQ par les conducteurs québécois. Les droits d'immatriculation, les frais et taxes diverses représentent un montant plus important en moyenne que la prime décrite dans le tableau précédent. Cette tarification différenciée peut être évaluée du point de vue de ses propriétés redistributives ou incitatives (cf. [13]).

Pour conclure cette section, nous décrivons brièvement le fichier d'où les résultats empiriques inclus dans les sections suivantes ont été tirés.

La base de données comprend des informations individuelles temporelles. En fait, il s'agit d'un panel couvrant la période du 1er avril 1983 au 31 mars 1996. Le panel est non cylindré, car des entrées et sorties de l'échantillon sont permises.

La SAAQ a d'abord échantillonné aléatoirement un groupe de 40 000 conducteurs à partir de la population des détenteurs de permis du Québec au 1er avril 1983, laquelle possède environ 4 millions de véhicules. Ensuite, afin de pouvoir conserver une structure d'âge comprenant suffisamment de jeunes conducteurs, un échantillon aléatoire de 1 000 nouveaux conducteurs a été ajouté chaque année à la population initiale.

Pour chaque détenteur de permis échantillonné, nous avons des informations (dépersonnalisées) provenant de cinq fichiers (ou domaines) gérés indépendamment à la SAAQ: informations sur les permis de conduire de l'année courante et informations sur les accidents, les victimes, les infractions au Code de la sécurité routière et les sanctions rattachées pour l'année courante et pour les deux années précédentes. Pour chaque observation utilisée, nous connaissons les caractéristiques courantes du permis de conduire et détenons des informations sur les historiques d'accidents et d'infractions. Les accidents répertoriés par la SAAQ sont ceux qui ont engendré un rapport d'accident par un policier, ce qui exclut les constats à l'amiable pour des accidents avec dommages matériels seulement. Nous disposons des infractions durant l'année courante et durant les deux années précédentes, ce qui est nécessaire pour étudier les effets du système de tarification.

Cette façon de procéder a généré un échantillon total de 295 600 observations. Une observation représente un détenteur de permis valide pour une période de deux ans ou moins commençant le jour de son anniversaire à l'année de renouvellement (ou le jour d'obtention du premier permis pour un nouveau conducteur) et se terminant le jour précédant l'anniversaire à l'année du renouvellement. Le nombre maximal des périodes par conducteur est de 7, et ce maximum est atteint pour la grande majorité d'entre eux (la

moyenne vaut 6,90) car les taux d'entrée et de sortie du portefeuille sont faibles.

L'échantillon est donc un panel dont les débuts et fins des périodes varient selon les observations avec des sorties aléatoires et des entrées systématiques à chaque année.

3 Pouvoir prédictif des infractions sur les risques d'infraction et d'accident

On a rappelé dans l'introduction ce qui opposait les accidents et les infractions (préjudice sans nécessairement faute pour les premiers, faute sans préjudice le plus souvent pour les seconds). Les uns comme les autres sont en tout cas sanctionnés par les acteurs publics et privés du monde du transport routier. Les accidents peuvent entraîner des hausses de primes ou un non renouvellement du contrat à l'échéance par les assureurs privés, les hausses de primes explicitement liées à un accident étant le plus souvent associées à une notion de faute. Les infractions sont sanctionnées par des amendes, et des suspensions ou des révocations de permis de conduire[6]. Comme les accidents, les infractions peuvent parfois entraîner des hausses de prime d'assurance. L'exemple de la SAAQ a été rappelé dans la section précédente, mais on trouve également d'autres exemples sur le continent Nord-Américain. Aux États-Unis, les assureurs ont accès au fichier des infractions aux règles de sécurité routière (moving traffic violations) géré au niveau de chaque état par le "Department of Motor Vehicles" (DMV) . Des infractions peuvent entraîner des hausses de prime, et ce en parallèle avec les accidents avec responsabilité par rapport à un tiers dans les états où il y a désignation d'un responsable (« tort system »). Dans ces états, les points inscrits au permis de conduire peuvent provenir aussi bien d'accidents que d'infractions. Dans l'état de Pennsylvanie par exemple, un accident en responsabilité par rapport à un tiers donne lieu à un nombre de points moindre que l'infraction qui consiste à doubler un bus scolaire à l'arrêt et dont les feux clignotent.

Les exemples qui précèdent montrent la similarité entre accidents et infractions du point de vue des sanctions qu'ils induisent de la part des as-

[6]Même si l'infraction ne débouche pas sur le retrait du permis, les points inscrits au permis vont augmenter le risque de retrait mais surtout rendre l'infraction suivante plus dissuasive. C'est cette convexité du coût de la sanction par rapport au nombre des points cumulés qui différencie le niveau des effets incitatifs à la prudence au volant.

sureurs et de la puissance publique. Quelles justifications donner à ces sanctions? La première qui vient à l'esprit se formule en terme d'équité. Chaque conducteur devrait contribuer à hauteur des coûts qu'il cause à la collectivité. C'est l'idée de la taxe Pigouvienne citée dans l'introduction, qui justifie par exemple l'imposition du carburant. Dans cet exemple la problématique est simple car on peut relier naturellement les coûts causés à la collectivité (émission de produits polluants ou de gaz à effet de serre, usure de l'infrastructure routière) à la consommation d'un produit. S'agissant des accidents, on évalue un phénomène aléatoire et il s'agit là de faire payer les conducteurs pour l'espérance de leur risque. Les assureurs sanctionnent les accidents par des augmentations de primes car il est avéré que le risque doit être réévalué à la hausse après un accident. Les études réalisées sur les données de la SAAQ (cf. [6], [9] et [14]) prouvent qu'il en est de même pour les infractions. Le risque en fréquence d'infractions et d'accidents croît après l'inscription d'une infraction au fichier des permis de conduire. Nous donnons ci-après des résultats sur ce sujet issus de [14], avec des commentaires qui expliquent les difficultés dans l'interprétation et qui font le lien avec la section suivante.

Le tableau 3 présente une première régression reliant les accidents de la période 1993-1996 aux caractéristiques des détenteurs de permis de conduire au moment du renouvellement de leur contrat d'assurance avec la SAAQ et en fonction des points d'inaptitude accumulés durant les deux ans précédant cette date de renouvellement. La première colonne décrit les variables, la seconde donne les coefficients estimés dans une formulation multiplicative, et la troisième donne les valeurs d'une statistique de significativité du coefficient[7]. On remarque que les classes de points perdus retenues sont très significatives, à l'exception de celle 7-9 points, un résultat expliqué par la faible fréquence de ces infractions dans l'échantillon. De plus, on remarque que les coefficients sont croissants en fonction de la gravité de l'infraction, un résultat obtenu par Boyer, Dionne et Vanasse ([6]). Finalement, nous observons que les suspensions de permis pour des infractions au code criminel, dont la consommation d'alcool, sont également de bons prédicteurs d'accidents.

[7]La statistique est dite de Student. Elle est associée aux coefficients définis dans une formulation additive. Si la statistique est supérieure à 2 en valeur absolue, le coefficient additif est significativement différent de zéro à un niveau de 5%.

Tableau 3: régression sur le nombre d'accidents de la période 1993-1996 en utilisant les points d'inaptitude du modèle de tarification québécois période 1991-1994

Variables et modalités	Coefficient multiplicatif	Ratio de Student
Nombre d'infractions générant :		
1 point d'inaptitude	1,228	2,810
2 points d'inaptitude	1,232	6,239
3 points d'inaptitude	1,286	6,562
4 à 6 points d'inaptitude	1,476	3,015
7 à 9 points d'inaptitude	1,261	0,731
Suspension du permis de conduire		
Alcool	1,259	2,302
Autre que l'alcool	1,471	3,115

Ces résultats s'interprètent comme suit: la déclaration d'une infraction à un point augmente le risque en fréquence d'infractions à la période suivante de 22,8%, en raisonnant *ceteris paribus*. Les variables retenues dans la régression en dehors de l'historique des infractions sont: le sexe, l'âge, la région de résidence, le type de permis de conduire et l'ancienneté du permis. L'âge et l'ancienneté ont été découpés en classes pour pouvoir prendre en compte des effets non linéaires. De même, une suspension du permis de conduire due à l'alcool conduit à une réévaluation du risque de 25,9% pour la période suivante (la durée de suspension ayant été retirée dans la régression), qui s'ajoute à la hausse de l'estimation du risque due aux points d'inaptitude. Les statistiques de Student sont calculées dans un modèle additif (alors que la présentation des tableaux de cette section est multiplicative).

On peut utiliser le tableau 1, qui associe à chaque type d'infraction le nombre de points dans les systèmes français et québécois, et évaluer le pouvoir prédictif du système français sur les données de la SAAQ. Le tableau 4 reprend la régression du tableau 3 en retenant le système français d'évaluation des infractions. On remarque que les coefficients des nouvelles catégories de points sont encore très significatifs, sauf la catégorie six points, qui souffre également d'un manque d'observations dans l'échantillon. De plus, les coefficients ne sont pas d'ordre croissant avec la sévérité de l'infraction, comme dans le cas du système québécois présenté au tableau 3. Ce résultat peut être expliqué par le traitement des excès de vitesse. Au Québec, un ajustement

avait été effectué suite à un rapport qui démontrait que les infractions dues à la vitesse étaient trop pénalisées par rapport aux autres (Boyer, Dionne et Vanasse [6]).

Tableau 4: régression sur le nombre d'accidents avec le système français d'évaluation des infractions

Variables et modalités	Coefficient multiplicatif	Ratio de Student
Nombre d'infractions		
1 point	1,284	4,832
2 points	1,205	5,073
3 points	1,308	4,920
4 points	1,307	4,920
6 points	1,251	0,705

Le tableau suivant reprend les calculs en séparant les infractions dues à la vitesse des autres.

Tableau 5: régression sur le nombre d'accidents avec le système français d'évaluation des infractions (en séparant les infractions dues à la vitesse)

Variables et modalités	Coefficient multiplicatif	Ratio de Student
Nombre d'infractions dues à un excès de vitesse		
1 point	1,233	2,853
2 points	1,207	5,104
3 points	1,291	4,594
4 ou 6 points	1,431	2,151
Nombre d'infractions non dues à la vitesse		
1 point	1,336	3,872
3 à 6 points	1,300	4,704

On remarque que le nombre de points a peu d'influence sur le pouvoir prédictif des infractions non dues à la vitesse. Les grands excès de vitesse

sont les infractions qui donnent le signal négatif le plus élevé en terme de prédiction du risque. Par comparaison, les accidents en responsabilité ont un pouvoir prédictif plutôt supérieur. A court terme, l'augmentation du risque en fréquence d'accidents suite à l'un d'eux est au minimum de 40 à 50%.

La principale conclusion à tirer des résultats précédents est que les sanctions suite à infraction sont tout à fait justifiées du point de vue de l'équité. La question de leur montant optimal soulève de nombreux problèmes qui sortent du cadre du projet. La différence entre un assureur et la puissance publique est que cette dernière doit considérer le coût des accidents pour la collectivité et pas seulement le coût pris en charge par l'assurance. Le document de Bourgeon et Picard [7] effectue des calculs dans ce cadre.

Les résultats cités dans les tableaux précédents soulèvent des problèmes d'interprétation que nous évoquons ci-après.

- Le coefficient multiplicatif associé à un événement (infraction ou accident) dépend des variables retenues par ailleurs dans le modèle d'évaluation des risques. Le résultat de base est que, plus il y a d'information dite *a priori* (c'est-à-dire décrivant le conducteur, mais sans rapport à l'historique), moins les événements ont de pouvoir prédictif.

- L'autre difficulté dans l'interprétation des résultats précédents est que la prise en compte des historiques conducteurs dans les analyses statistiques évaluant les risques reflètent deux phénomènes. Le premier est une explication de l'historique en terme de révélation de caractéristiques cachées sur les lois de risque. En déclarant un accident ou une infraction, le conducteur révèle qu'il a en moyenne des caractéristiques de risque plus élevées que ce qu'on croyait. L'événement infraction ou accident peut traduire un kilométrage annuel plus élevé, une plus grande prise de risque au volant... Mais par ailleurs ce même évènement peut aussi modifier les lois de risque, et le plus souvent c'est à la baisse. Une infraction sanctionnée par des points rend plus dangereuse la sanction suivante vis-à-vis de la menace de retrait de permis. Il y a derrière cet argument une idée de convexité du coût des sanctions par rapport aux points qui pousse le conducteur à plus de prudence suite à infraction. Comme on observe une hausse du risque suite à l'événement, l'effet de révélation l'emporte nettement sur l'effet de modification. Des pistes pour identifier ces deux causes seront évoquées dans la section suivante. Elles sont nécessaires pour calculer les effets incitatifs d'un

système de sanction en fonction de la position que l'on occupe dans la grille des points.

Les résultats précédents peuvent être différentiés suivant que le conducteur est débutant ou pas. On peut penser qu'un jeune conducteur sera plus incité à conduire prudemment suite à une infraction, car les clauses du permis à points sont plus sévères pour les jeunes conducteurs (suspension du permis dès qu'un total de six points est atteint sur deux ans, alors qu'il y a une sanction plus sévère pour les autres - révocation du permis - mais à partir d'un total de quinze points). D'un autre côté, un historique d'infractions pourrait être plus révélateur pour de jeunes conducteurs, et avoir un plus grand pouvoir prédictif des sinistres. En ajoutant au modèle précédent des indicatrices croisant le nombre de points de chaque infraction et le fait que le titulaire du permis de conduire ait moins de 25 ans, les coefficients multiplicatifs associés aux infractions pour les jeunes (se multipliant aux coefficients associés aux conducteurs de 25 ans et plus) sont donnés au tableau 6.

Tableau 6: régression sur le nombre d'accidents avec le système dévaluation des infractions (effets spécifiques aux jeunes conducteurs)

Variables et modalités	Coefficient multiplicatif	Ratio de Student
Nombre d'infractions		
1 point d'inaptitude	0,996	0,044
2 points d'inaptitude	0,912	4,517
3 points d'inaptitude	0,966	1,491
4 à 6 points d'inaptitude	0,853	2,248
7 à 9 points d'inaptitude	0,936	0,309

Par exemple, les infractions à deux points entraînent une modification du risque d'accident qui se différentie d'un facteur multiplicatif égal à 0,912 entre les conducteurs ayant moins de 25 ans et ceux de 25 ans et plus. Ce coefficient est significativement inférieur à un d'après la statistique de Student.

Le fait que tous les coefficients multiplicatifs spécifiques aux jeunes soient inférieurs à un indique que les effets incitations dus à l'indexation des primes sur les points cumulés et surtout les mesures spécifiques aux jeunes (suspension de permis pour un seuil nettement plus faible que celui concernant les conducteurs confirmés) l'emporte sur une effet de révélation du risque par l'expérience que l'on anticipe plus marqué pour les jeunes.

4 Pouvoir prédictif des infractions et des accidents sur le risque d'accident, à l'échelle d'une population de conducteurs

4.1 Introduction

Comme on l'a rappelé dans la section précédente, les infractions aux règles de sécurité routière sont des prédicteurs du risque au volant et induisent des sanctions (amendes, retrait de permis) mais aussi des hausses de primes d'assurance automobile dans certains pays, comme par exemple sur le continent Nord-Américain.

Les infractions peuvent de ce point de vue être comparées aux accidents. Une étude de leur pouvoir prédictif global sur le risque routier doit intégrer un pouvoir prédictif par événement (détaillé dans la section précédente) mais également prendre en compte la fréquence des infractions sur la population étudiée. L'intérêt d'une telle comparaison est de pouvoir évaluer l'apport des bases d'information communes à tous les acteurs d'un marché d'assurance.

En France, une compagnie d'assurance voulant évaluer le risque d'un client potentiel dispose de deux sources de renseignements:

1. un relevé d'informations sur l'historique des sinistres des cinq dernières années.

2. Le Coefficient de Réduction-Majoration (CRM ou coefficient bonus-malus) résumant l'historique des sinistres avec responsabilité.

Cette information est donc accessible à tous les acteurs du marché de l'assurance automobile en France. Un historique d'infractions ou un résumé tel le nombre de points sur le permis pourraient jouer un rôle similaire, bien que ce soit peu probable dans un avenir proche vu les dispositions législatives qui régissent l'accès au fichier des permis de conduire. Rappelons que le litige récent entre la France et la commission de Bruxelles sur la suppression du CRM se situait également dans ce contexte. Cette suppression a été demandée pendant longtemps par les autorités européennes, qui l'ont obtenu pour d'autres pays comme la Belgique. La Commission des Communautés Européennes a été récemment déboutée d'un recours qu'elle avait engagé contre la France (décision de la cour de justice européenne en date du 7/09/04) à ce sujet. Dans ses commentaires, la cour de justice européenne rappelle

que la clause bonus-malus ne contraint pas la tarification des contrats comme le prétendait la commission de Bruxelles, car elle s'applique à une prime de base déterminée librement par l'assureur. Les compagnies d'assurances (voir le site de la Fédération Française des Sociétés d'Assurances par exemple) ont toujours soutenu que la fonction première du Coefficient de Réduction-Majoration était d'améliorer la transparence du marché en augmentant la quantité d'information accessible à tous ses acteurs.

Les calculs qui vont suivre s'inscrivent donc dans une problématique de réglementation concurrentielle. Rappelons pour mémoire quelques durées d'historiques sur les automobiles utilisées dans des systèmes d'échange d'information, de tarification ou de sanction.

1. Infractions au Québec : deux ans. La tarification a posteriori ainsi que le nombre de points retenus pour des sanctions éventuelles (retrait de permis) est basée sur un historique de deux ans, ce qui explique la durée des périodes du fichier.

2. Infractions en France : trois ans. Au-delà de cette durée, les infractions ayant donné lieu à un retrait de points sont amnistiées. Ces historiques sont utilisés uniquement pour sanctionner les contrevenants, puisque l'accès au fichier des permis de conduire est actuellement interdit aux compagnies d'assurance.

3. Historiques d'accidents dans les fichiers AGIRA et SINCO : cinq ans. Le fichier AGIRA est français. Il est alimenté par les résiliations de contrats, et ne représente qu'une part très minoritaire du parc automobile. Le fichier SINCO est espagnol. Il est géré par la TIREA (Tecnologias de la Informacion y Redes para las Entidades Aseguradoras). La TIREA est une association représentant trois acteurs sur sept du marché espagnol, et plus de quatre automobiles sur cinq. Le fichier SINCO est donc beaucoup plus vaste que le fichier AGIRA, et consultable au niveau individuel (lors de l'évaluation à la souscription) par toutes les compagnies adhérentes à l'association TIREA.

4.2 Pouvoir prédictif du risque routier par événement (infraction, accident) et par type d'événement

Comment doit-on combiner la fréquence et le pouvoir prédictif par événement - tel qu'il a été mesuré dans la section précédente pour les infractions - pour

porter une appréciation au niveau d'une population de conducteurs? Les modèles statistiques sous-jacents ne seront pas développés dans le rapport car ils supposent un détour théorique assez important. Le résultat de base est le suivant:

L'efficacité à court terme d'un type d'événement (infraction, accident) dans la prédiction du risque d'accident au niveau d'une population est résumée par le produit de la fréquence de cet événement sur la population et du carré du pouvoir prédictif par événement.

Par exemple, une division par deux du pouvoir prédictif par événement devrait être compensée par une multiplication par quatre de la fréquence, si on voulait maintenir l'efficacité à court terme de la prédiction au niveau de la population.

La notion de court ou de long terme doit s'apprécier en terme d'exposition au risque. Les fréquences annuelles d'accident ou d'infraction sont nettement inférieures à un, et un historique d'un an correspond à une vision de court terme. À plus long terme, il convient également de prendre en compte l'ancienneté des périodes de l'historique. Les études statistiques montrent que le pouvoir prédictif des événements sur le risque décroît avec leur ancienneté (cf. [17],[18]).

Les résultats obtenus sur le portefeuille des contrats automobile de la SAAQ sont présentés dans la section 4.3. Des éléments de comparaison avec la situation française sont donnés dans la section 4.4, ainsi que les principales conclusions.

4.3 Analyse du portefeuille des contrats automobile de la SAAQ

Le tableau suivant donne une mesure de l'efficacité de différents types d'historiques (infractions ou accidents seuls, infractions et accidents) dans la prédiction du risque en fréquence d'accidents. Les périodes étant de deux ans, les longueurs des historiques retenus en sont un multiple. On retiendra des périodes de deux et quatre ans.

L'efficacité de la prédiction est mesurée par la variance d'une variable aléatoire (un coefficient bonus-malus actuariel). Plus cette variance est élevée, plus le pouvoir prédictif des historiques est élevé. Les résultats sont donnés au Tableau 7.

Tableau 7: pouvoir informatif des différents types d'historiques sur le risque en fréquence d'accidents (données SAAQ)

Type d'historique retenu dans la prédiction	Variance du bonus-malus actuariel (%)
Accidents (deux ans)	5,5
Accidents (quatre ans)	8,2
Infractions (deux ans)	4,4
Infractions (quatre ans)	6,2
Accidents et infractions (deux ans)	9,1
Accidents et infractions (quatre ans)	12,7

On constate que les infractions sont moins efficaces que les accidents pour la prédiction du risque de fréquence d'accident, à durée d'historique donnée. Illustrons la règle donnée dans la section précédente, qui relie le pouvoir prédictif de court terme d'un type d'événement sur une population à sa fréquence et au pouvoir prédictif par événement. Les infractions présentent une fréquence de deux fois et demie supérieure à celle des accidents dans le fichier de la SAAQ. Par ailleurs, le pouvoir prédictif d'une infraction sur le risque d'accident deux ans après est égal à 60% du pouvoir prédictif d'un accident. L'efficacité relative à court terme des infractions, comparée à celle des accidents, est ainsi de $2,5 \times (0,6)^2 = 0,9$. C'est ce que traduit à peu près le tableau 7 (en fait pas exactement, car ce rapport n'est valable qu'au voisinage de zéro pour les expositions au risque).

On remarquera également que l'apport de deux années d'infractions à deux années d'accidents est supérieur à celui de deux années d'accidents supplémentaires. En effet, les historiques de deux ans contenant les infractions et les accidents sont plus efficaces que les historiques de quatre ans relatifs aux accidents seuls. Ceci s'explique par le fait que le pouvoir prédictif des événements (qu'ils soient des accidents ou des infractions) décroît assez rapidement avec leur ancienneté.

4.4 Éléments de comparaison entre le Québec et la France et conclusions

La transposition à la France des résultats de cette étude sur données québécoises doit porter à la fois sur la fréquence et le pouvoir prédictif par événement, s'agissant des infractions et des accidents. En France, en 2000, le parc

automobile était constitué de 28 millions de voitures particulières et commerciales, et de 5,7 millions de véhicules utilitaires (source : FFSA, 2001). D'après les statistiques du ministère de l'Intérieur, un peu plus de 1,2 million d'infractions ont donné lieu à des retraits de points cette année-là. On obtient une fréquence annuelle d'infractions sanctionnées inférieure à 4 %, ce qui est très inférieur à la moyenne du Québec. Les résultats en terme de décès suite à un accident automobile étant nettement meilleurs au Québec qu'en France, il est permis de penser que la principale raison à cette différence réside dans la manière de recueillir les infractions et de les transmettre aux autorités judiciaires. Sur les données québécoises, le pouvoir prédictif d'une infraction sur le risque de fréquence d'accident est à peu près égal à 60 % de celui d'un accident (cf. la section précédente). Supposons qu'on retienne pour la France la même efficacité relative en terme de pouvoir prédictif par événement. La fréquence annuelle des sinistres R.C. est égale à 6,1 % en 2000 (source : FFSA, 2002). Supposons donc que la fréquence des infractions soit égale au deux tiers de celle des accidents et que l'efficacité d'une infraction comparée à celle d'un accident dans la prédiction du risque fréquence d'accident soit de 60 %. Avec la règle donnée précédemment, l'efficacité relative des infractions par rapport à celle des accidents dans la prédiction de la fréquence d'accident sur l'ensemble des conducteurs français serait égale à soit de l'ordre d'un quart. Le résultat peut sembler médiocre, mais il existe une marge de progression très importante sur la fréquence des infractions sanctionnées, puisque les chiffres rappelés ci-dessus montrent à l'évidence que beaucoup peut être fait dans l'amélioration des procédures de recueillement des infractions et de transmission aux autorités judiciaires[8]. Par ailleurs, des progrès dans cette direction augmenteraient les incitations à la prudence au volant.

[8] C'est d'ailleurs ce qu'on observe depuis l'introduction en nombre de radars automatiques.

5 Effets incitatifs des infractions sur les risques d'infraction et d'accident

5.1 Eléments d'analyse et résultats empiriques

Dans cette partie, il s'agit de voir en quoi un système de sanctions tel que le permis à points permet de créer des incitations à la prudence, et comment celles-ci se différencient sur les conducteurs suivant leur position dans l'échelle.

La tendance à long terme au Québec comme en France est à la diminution du nombre de tués et de blessés sur les routes. Ce résultat est d'autant plus significatif que l'exposition au risque (mesurée en nombre de véhicules ou en kilométrage total) a augmenté corrélativement. On peut y voir l'effet du durcissement progressif de la législation sur l'alcool au volant, du renforcement du contrôle des infractions, mais aussi de l'amélioration des infrastructures routières et de la sécurité active et passive des véhicules. On pourrait envisager d'analyser les données de la SAAQ sous cet angle, mais on se trouve limité par le fait qu'il y a peu d'informations dans la base sur les modifications de l'environnement réglementaire et de contrôle, qui permettraient d'évaluer l'efficacité de telle ou telle mesure. La seule mesure connue explicitement est l'indexation de la prime d'assurance de la SAAQ par rapport au nombre de points cumulés sur la dernière période (cf. le tableau 2). On peut se reporter à Dionne et al. [13] pour l'analyse des effets d'une telle mesure. On observe une baisse significative, mais pas considérable (entre 5 et 10%) de la fréquence des accidents.

La base de données peut par contre être utilisée pour apprécier l'influence du nombre de points ou d'infractions cumulés sur le niveau d'incitation à la prudence au volant. Plus le nombre de points cumulés sur les deux dernières années par un conducteur est important, plus celui-ci sera incité à faire des efforts de prudence[9]. La raison en est que le coût, ou plutôt la désutilité associée à la menace de retrait du permis, croît rapidement en espérance avec le nombre de points cumulés. En conséquence, l'efficacité marginale

[9]Rappelons qu'au Québec les infractions sont amnistiées au bout de deux ans, et que le retrait de permis survient quand le total des points atteint ou dépasse quinze. Les modèles développés ci-après n'apprécient l'effort de prudence qu'en fonction des sanctions. Ce n'est évidemment pas la seule raison pour laquelle on conduit prudemment, mais il s'agit ici d'apprécier l'effort d'un conducteur donné en fonction de la place qu'il occupe dans l'échelle des points cumulés.

de l'effort de prudence augmente avec ce nombre. En considérant que le conducteur arbitre entre le gain apporté par l'effort de prudence et ce que cet effort lui coûte, on aboutit à la conclusion qu'un conducteur donné fera d'autant plus d'efforts que le nombre de points qu'il a cumulé au cours des deux dernières années est important.

Ce type de raisonnement peut également être utilisé pour apprécier les propriétés incitatives des systèmes bonus-malus (cf. [1] et [2] pour l'analyse du coefficient de réduction-majoration applicable en France sur les primes d'assurance automobile).

Montrons sur un exemple en quoi l'efficacité de l'effort croît avec le nombre de points cumulés. Supposons qu'un conducteur ait un risque en fréquence annuelle d'infractions de $0,15 = \lambda$ (ce qui est la moyenne sur le portefeuille de la SAAQ) en l'absence d'effort dû à la crainte du retrait de permis. On supposera que le nombre annuel d'infractions suit une loi de Poisson ayant pour paramètre cette fréquence. On en déduit une loi sur le nombre de points cumulés à partir de fréquences sur les infractions de un, deux, trois points, etc[10]. Supposons que le compteur des points soit remis à zéro tous les deux ans. En fait on devrait comme en France raisonner en permanence sur les deux dernières années (trois ans en France), mais on fait cette hypothèse pour simplifier les calculs, et éviter d'avoir à intégrer des amnisties anticipées. Supposons enfin que le conducteur ait accumulé n points ($0 \leq n \leq 14$) durant la première année ayant suivi la remise à zéro du compteur de points. On peut alors calculer en fonction de n la probabilité que le conducteur dépasse la barrière des quinze points avant la fin de la deuxième année. En notant $P(n;\lambda)$ cette probabilité, on obtient par exemple

n	0	5	10	14
$P(n;\lambda),\ \lambda = 0,15$	$7,3 \times 10^{-8}$	$3,1 \times 10^{-5}$	$8,5 \times 10^{-3}$	$13,9 \times 10^{-2}$

On voit que la probabilité de voir son permis retiré dans l'année qui vient est infime quand on n'a pas déclaré d'infraction, mais qu'elle augmente ensuite rapidement avec le nombre des points cumulés la première année.

Supposons que le conducteur envisage de faire un effort de prudence au volant, qui ramène la fréquence annuelle d'infraction à $\lambda = 0,12$. Cet effort

[10]Conditionnellement à l'occurence d'une infraction, on a supposé que la probabilité qu'elle soit à j points ($j = 1,2,3,4,5$) est de

$$f_1 = 0,106;\ f_2 = 0,494;\ f_3 = 0,366;\ f_4 = 0,014;\ f_5 = 0,020.$$

sera consenti si le désagrément qu'il implique est compensé et au-delà par le gain induit par la baisse de la probabilité de se voir retirer le permis[11]. Cette baisse de probabilité, dans les exemples précédents, est égale à

n	0	5	10	14
$P(n;0,15) - P(n;0,12)$	$4,5 \times 10^{-8}$	$1,5 \times 10^{-5}$	$2,5 \times 10^{-3}$	$2,6 \times 10^{-2}$

On voit que l'efficacité de l'effort s'accroît considérablement avec n, et les incitations à la prudence d'autant. Intuitivement, on s'attend à ce que l'effet incitatif soit nul jusqu'à une certaine valeur de n, et augmente ensuite.

L'indexation des primes sur le nombre des points cumulés créée par la SAAQ (cf. le tableau 2) induit des effets incitatifs beaucoup plus confus. La prime est calculée par paliers: par exemple, elle est constante entre 0 et 3 points, puis entre 4 et 7 points cumulés sur les deux années précédentes. Si le total cumulé du conducteur est de 3 points, toute infraction supplémentaire le fait passer dans la tranche supérieure de prime (de 50 à 100 $ canadiens) et les incitations à la prudence sont plus fortes qu'à quatre points, où toute infraction jusqu'à trois points est sans effet immédiat sur la prime. Donc il n'y a pas de croissance des incitations induites par les primes en fonction du nombre des points cumulés. La suite de la section se concentre sur l'analyse des effets incitatifs engendrés par la menace de retrait de permis.

Si on veut anticiper l'effet du nombre des points cumulés sur les risques en fréquence d'infractions et d'accidents, il faut tenir compte d'un autre phénomène que celui des incitations. Les historiques individuels révèlent les composantes des lois de risques inexpliquées par les variables décrivant les contrats. Cette explication en terme de révélation implique une hausse des risques avec le nombre des points cumulés, qui va à rebours de la variation induite par les phénomènes incitatifs. Comme on observe la résultante de ces deux effets, on s'attend à voir croître d'abord les risques avec le nombre des points cumulés, puis à observer une croissance moins soutenue quand les effets incitatifs se font sentir.

Le tableau qui suit donne une échelle relative des risques en fréquence d'infractions et d'accidents en fonction du nombre des points cumulés sur les deux dernières années d'un conducteur. Pour pouvoir évaluer ce risque en mettant à jour ce nombre cumulé si nécessaire (enregistrement d'une infraction au fichier, ou amnistie), on a utilisé un modèle de durée avec d'autres

[11] Ce gain est le produit de la baisse de la probabilité et de la désutilité créée par le retrait du permis.

variables dans la régression qui sont: le sexe, des classes d'âge, la région de résidence, le type de permis de conduire et l'ancienneté de permis. On s'est restreint à des observations d'avant la réforme de 1992 qui indexe les primes sur les points cumulés, pour ne pas avoir d'interférence avec les incitations induites. En retenant les conducteurs avec 0 point comme classe de référence, on obtient les résultats suivants.

Tableau 8: risques relatifs en fréquence d'infractions et d'accidents
Classe de référence: 0 point (fréquence: 77%)

Points cumulés (n)	Fréquence (%)	Risque relatif en fréquence d'infractions	Risque relatif en fréquence d'accidents
1	0,2	1,70	1,35
2	9,9	1,94	1,35
3	5,8	2,03	1,41
4	1,9	2,79	1,50
5	1,8	3,02	1,62
6 ou 7	1,9	2,99	1,77
8 et plus	1,5	2,64	2,15

Par exemple, un conducteur ayant eu un point d'inaptitude sur les deux dernières années a, d'après le modèle, un risque en fréquence d'infractions supérieur de 70% à un conducteur ayant les mêmes caractéristiques retenues dans la régression, et qui n'aurait eu aucune infraction dans les deux dernières années. L'écart relatif est de 35% pour le risque en fréquence d'accidents. Ce tableau appelle plusieurs commentaires.

- En l'absence de composantes de régression, les risques relatifs seraient encore plus hétérogènes car une partie de l'hétérogénéité est prise en compte par ces composantes.

- La colonne correspondant aux risques relatifs en fréquence d'infractions traduit les résultats anticipés. Dans un premier temps, il y a une croissance de ces risques avec le nombre des points cumulés qui traduit l'effet de révélation, puis cette croissance fléchit à partir de $n = 6$. Une interprétation possible est que les effets incitatifs créés par la menace de retrait de permis fonctionnent à partir de cette valeur. Il faut aussi souligner que nous avons beaucoup moins d'observations pour ces classes de points cumulés.

- S'agissant de la fréquence des accidents, on remarque que l'échelle des risques relatifs est moins ouverte que celle des infractions, ce qui suggère que l'élasticité des fréquences accidents/infractions est entre 0 et 1. Par ailleurs, il y a une croissance continue des risques relatifs, sauf pour la dernière valeur qui semble extravagante (mais non significative compte tenu des effectifs faibles à 12 points et plus). Ce résultat semble indiquer que l'effet incitatif sur le comportement infractionniste a un effet plus faible sur le risque d'accident.

La fin de cette section présente des modèles économiques de comportement optimal qui sont susceptibles de reproduire les résultats empiriques donnés précédemment. Il s'agit d'étudier les effets incitatifs du système à points de la SAAQ et de la menace de retrait de permis qui y est attachée. L'intérêt d'avoir un modèle comportemental qui reproduit les résultats observés au Québec (à savoir des incitations qui deviennent effectives à partir de $n = 6$ points cumulés, tout au moins sur le risque d'infractions), c'est qu'on peut ensuite le reproduire dans le contexte français, et voir à partir de quel niveau de points les incitations deviennent effectives.

5.2 Modèle de comportement optimal basé sur une remise à zéro du total des points à intervalles réguliers

Le système réel est difficile à prendre en compte dans un modèle comportemental du fait de l'amnistie des infractions au bout de deux ans. C'est l'historique exact (avec l'ancienneté des infractions) qui doit être pris en compte, car un conducteur anticipe les amnisties à venir.

Nous présentons d'abord un modèle où le compteur des points est remis à zéro tous les deux ans[12]. C'est ce qui est fait au niveau du calcul de la prime depuis 1992: à chaque date anniversaire du contrat (c'est-à-dire tous les deux ans), la prime d'assurance pour les deux ans est fonction du total des points cumulés sur les deux ans précédents. On suppose que le retrait de permis n'intervient qu'à la fin de la période de deux ans si le total des points dépasse alors quinze. Dans ce cadre, le niveau d'effort optimal ne dépend que

[12]Il est important de souligner que le modèle présenté ici ne représente pas exactement le fonctionnement du régime québécois. Des simplifications ont été introduites afin de réduire la complexité du modèle théorique. Elles ne devraient pas modifier les conclusions générales obtenues.

du nombre de points cumulés depuis la dernière remise à zéro du compteur des points, et du temps qui reste à courir jusqu'à la fin de la période.

On suppose que le risque en fréquence annuelle d'infractions du conducteur en l'absence d'effort spécifique est égal à λ_0. La valeur moyenne sur le portefeuille de la SAAQ est environ $\lambda_0 = 0,15$. On retient une fonction exponentielle décroissante pour la fréquence d'infractions en fonction de l'effort de prudence, soit

$$\lambda_\alpha(e) = \lambda_0 \exp[-\alpha e] \ (\lambda_0, \alpha > 0).$$

Ainsi $\lambda_\alpha(0) = \lambda_0$ est le niveau de risque en l'absence d'effort spécifique. Le paramètre α mesure l'efficacité de l'effort: quand l'effort augmente de 1, la fréquence est multipliée par $\exp(-\alpha)$. L'effort est exprimé en unité monétaire, ou plus exactement en unité de désutilité pour le conducteur. De même, le retrait de permis correspond à une désutilité[13] notée C. Les paramètres économiques du modèle de comportement optimal sont α et C. Les paramètres de risque sont λ_0 et les f_j, probabilités qu'une infraction soit sanctionnée par j points. Les états qui déterminent le niveau d'effort du conducteur sont le nombre n de points cumulés depuis la dernière remise à zéro du compteur des points, et le temps qui reste à courir jusqu'à la fin de la période de deux ans, qu'on appellera horizon du calcul et qu'on notera H.

Cet horizon doit être inférieur à 2 si on considère que le temps psychologique est égal au temps réel. On peut par ailleurs appliquer un facteur d'escompte à la désutilité associée au retrait de permis. Il faut par ailleurs que du temps se soit écoulé depuis la dernière remise des compteurs à zéro pour qu'on observe des valeurs de n strictement positives. On retiendra $H = 1$, et on calcule l'effort qui minimise la somme de la désutilité de l'effort (supposé constant jusqu'à la fin de la période) et de la désutilité moyenne associée au retrait de permis.

La résolution du modèle précédent est exposée dans la section 9.1.

Pour que l'incitation à la prudence créée par la menace de retrait de permis soit effective à partir de six points, il faut que le produit αC soit compris entre 4000 et 10500 environ pour un conducteur de risque moyen ($\lambda_0 = 0,15$). Vu la définition de α (fréquence d'infractions multipliée par $\exp(-\alpha)$ quand l'effort coûte une unité), cela signifie que l'effort associé à la désutilité du retrait de permis conduirait à multiplier la fréquence par $\exp(-\alpha C)$, autrement dit ici à quasiment annuler le risque.

[13] Par exemple, si la richesse du conducteur est W_0, si sa fonction d'utilité est u et si le coût monétaire associé au retrait de permis est R, on a: $C = u(W_0) - u(W_0 - R)$.

Prenons par exemple $\alpha C = 7500$. On calculera l'efficacité de l'effort optimal pour chaque valeur de n, nombre de points cumulés sur la première année. Cette efficacité est mesurée par le coefficient $\exp(-\alpha e_*)$, où e_* désigne l'effort optimal associé à chaque valeur de n et aux autres paramètres. Le risque en fréquence d'infractions associé est le produit du coefficient précédent et du risque sans effort λ_0. On obtient les données suivantes.

Tableau 9: incitations effectives à partir de $n = 6$ ($\lambda_0 = 0,15$)

Éléments du tableau: $\exp(-\alpha e_*)$ = risque optimal/risque maximal	$H = 1$ $\alpha C = 7500$
$n =$ 0à 5	1
$n = 6$	0,82
$n = 7$	0,48
$n = 8$	0,32
$n = 9$	0,17
$n = 10$	0,04
$n = 11$	0,02
$n =$ 12à 14	0
$n \geq 15$	1

Au-delà du seuil de 15, le conducteur ne fait plus d'effort car le retrait de permis à la fin de la période ne peut plus être évité. Ce qui apparaît clairement dans le tableau précédent est que, suivant ce modèle, le conducteur est très vite "debout sur la pédale de frein" dès lors que les incitations deviennent effectives. Deux points seulement au-delà du déclenchement de l'effet incitatif, le risque est divisé par trois. Cela n'est évidemment pas vérifié par les données, et il y a deux manières de trouver des résultats plus raisonnables.

- Soit on borne supérieurement l'efficacité de l'effort dans le modèle à une valeur raisonnable, disons $0,7 - 0,8$. Mais alors la borne est atteinte presque immédiatement, et le nombre n des points cumulés n'influe plus sur l'efficacité de l'effort dès lors que l'incitation est effective. On retrouve alors peu ou prou les modèles 0-1 (il y a un effort ou pas, mais l'intensité de l'effort n'est pas mesurée), qui sont d'usage courant en économie.

- Une autre solution est de raisonner avec un temps psychologique différent du temps réel. Après un an depuis le début de la période, le conducteur peut surestimer le temps qu'il reste à courir avant le prochain bilan. Dans le modèle précédent, les réductions optimales de risque sont moins sensibles au valeurs de n quand l'horizon H augmente. Mais il faut retenir un horizon très élevé (10 ans au moins) pour obtenir une croissance plausible de l'efficacité de l'effort avec n.

L'intérêt de reconstituer les observations (au moins en partie) par un modèle comportemental est qu'on peut transcrire ce modèle dans une autre contexte. Dans le cas français, la différence essentielle avec le Québec porte sur la fréquence des infractions, qui est bien moindre. Il y a eu environ 1,2 millions d'infractions sanctionnées en France durant chacune des trois dernières années. Avec un nombre estimé de trente millions de permis, on obtient une fréquence annuelle d'infractions sanctionnées de 4%. On conservera un horizon $H = 1$ an. Les infractions étant amnistiées au bout de trois ans, cela revient à en considérer le nombre cumulé durant deux ans. Le nombre de points à ne pas dépasser est douze, et la fréquence des points par infraction retenue pour les calculs est la suivante:

$$f_1 = 0,291;\ f_2 = 0,205;\ f_3 = 0,256;\ f_4 = 0,181;\ f_6 = 0,067.$$

Les fréquences sont basées sur les statistiques 2002 du ministère de l'intérieur (on a négligé les infractions à huit points). Rappelons que les fréquences retenues pour le Québec étaient de

$$f_1 = 0,106;\ f_2 = 0,494;\ f_3 = 0,366;\ f_4 = 0,014;\ f_5 = 0,020.$$

En retenant la valeur des paramètres ayant conduit à des incitations effectives à partir de six points cumulés au Québec (soit $\alpha C = 7500$), on obtient une transposition aux données françaises du tableau précédent.

Tableau 10: transposition au cas français du modèle ayant conduit au tableau 9

Eléments du tableau: $\exp(-\alpha e_*) =$ risque optimal / risque maximal	$H = 1$ $\alpha C = 7500$
$n = 0$à 3	1
$n = 4$	0,81
$n = 5$	0,57
$n = 6$ et 7	0,05
$n = 8$ et 9	0,01
$n = 10$à 11	$< 0,01$
$n \geq 12$	1

Le principal résultat est que les incitations deviennent effectives à partir de $n = 4$. On peut s'étonner du fait que les incitations soient effectives plus tôt alors que la fréquence moindre diminue la menace de retrait de permis, mais d'un autre côté le nombre de points limite est en France égal à douze au lieu de quinze au Québec. Par ailleurs les conducteurs sont "debout sur la pédale de frein" dès que le nombre $n = 6$ est dépassé. Il faut borner supérieurement l'efficacité de l'effort pour trouver des résultats crédibles.

5.3 Modèle de comportement optimal intégrant l'amnistie des infractions

On affine le modèle précédent pour intégrer le fait que les infractions sont amnistiées dès que leur ancienneté dépasse un certain seuil, et non à date fixe. C'est ce qui est fait dans les systèmes français et québécois. On présentera d'abord un modèle avec une ancienneté de deux ans pour déclencher l'amnistie, comme c'est le cas au Québec.

Prendre en compte l'information complète sur l'historique du conducteur reviendrait à intégrer l'ancienneté exacte des informations dans le calcul de l'effort, car le conducteur peut anticiper la date exacte d'amnistie. Mais on a alors une infinité d'historiques en fonction desquels on doit calculer l'effort optimal dans un modèle de comportement. Ceci est impossible, sauf à trouver des liaisons explicites entre ancienneté des infractions et effort optimal. N'en ayant pas trouvé, on peut se rabattre sur une simplification des données

qui consiste à discrétiser le temps. On supposera que les retraits de permis n'interviennent qu'une fois par an, et que les infractions ayant dépassé le seuil d'ancienneté sont amnistiées. Soit n_1 et n_2 le nombre de points cumulés par un conducteur lors des deux dernières années de conduite. L'effort de prudence du conducteur va peser sur le risque à la période suivante, donc sur la loi de n_3, nombre de points cumulés cette année là. Les n_1 points associés à la première période n'interviennent pas dans le calcul de l'effort optimal en troisième période, car ils sont amnistiés à la fin de la troisième année et n'interviennent pas dans l'héritage de points laissé à ce moment là. Le coût à minimiser dans la détermination de l'effort optimal ne dépend que de n_2. De la fin de la seconde période à la fin de la troisième, l'état qui définit le coût pour le conducteur passe de n_2 à une valeur $g(n_2, n_3)$, qui représente le nombre de points laissés en héritage à la dernière période. S'il n'y a pas de retrait de permis à la fin de la troisième période, on a $g(n_2, n_3) = n_3$. Dans l'annexe développant les calculs (section 9.2), on retient un mode d'effacement des points pour les conducteurs s'étant vu retirer le permis qui permet de calculer la fonction d'héritage dans ce cas.

La désutilité espérée que le conducteur cherchera à minimiser dans le modèle a trois composantes:

- Celle de l'effort en troisième période.
- Celle associée au retrait de permis à la fin de la troisième période, qui a lieu si $n_2 + n_3 \geq n_{\max} = 15$.
- La désutilité associée à l'héritage à la fin de la troisième période.

Avec un taux d'escompte psychologique strictement positif (ce qui est nécessaire ici car l'horizon est infini), on peut calculer un effort optimal en résolvant un programme où les efforts et les désutilités optimales sont récursives. Les détails sont expliqués dans l'annexe 9.2, et les principales conclusions sont les suivantes.

- La différence entre l'approche précédente (remise des compteurs de points à zéro tous les deux ans, calcul en milieu de période) et celle exposée ici est quasi nulle pour toute valeur du taux d'escompte nettement inférieure à un, dans la mesure où on prend la même définition de la désutilité du retrait dans les deux modèles.

- Dans la fonction de désutilité totale, c'est l'effort et le retrait de permis qui comptent, pas l'héritage.

- Par ailleurs les valeurs de l'héritage moyen sont presque indépendantes de n_2, ce qui explique que les efforts optimaux soient quasi-inchangés par rapport au modèle précédent.

Ce modèle peut être adapté à des périodes de trois ans. On peut ainsi prendre en compte le cas français, où les infractions sont amnistiées après trois années d'ancienneté. Soit (n_1, n_2, n_3) l'historique des nombres de points d'un conducteur sur les trois dernières années. Comme dans le cas précédent, le nombre n_1 n'influe pas sur l'effort optimal à la période suivante car les infractions correspondantes sont amnistiées à la fin de la quatrième année. La désutilité et l'effort à l'optimum ne dépendent que du couple (n_2, n_3). On résout le problème comme précédemment (cf. 9.2 pour les détails).

On peut s'attendre à des résultats assez différents de ceux obtenus avec une ancienneté de deux ans pour déclencher l'amnistie. Si la somme $n_2 + n_3$ est la variable décisive pour le calcul de l'effort optimal à fournir en quatrième période, on peut penser que l'état $(n_2 = 0,\ n_3 = n\ (n \geq 1))$ induira plus d'incitations à la prudence que l'état $(n_2 = n,\ n_3 = 0)$. En effet, les n points seront amnistiés un an plus tard dans le premier cas. En fait, l'effet ancienneté existe mais n'est pas important, bien que des changements très significatifs surviennent au niveau des valeurs de l'héritage. Détaillons l'exemple du cas français.

La résolution de ce modèle conduit à comparer les résultats avec ceux de la section précédente. Dans le cas français, l'historique est alors résumé par $n_2 + n_3 = n$, et l'effort optimal a été décrit dans le tableau 10.

Comparons ces résultats avec ceux du modèle de cette section, qui intègre les amnisties au bout de trois ans. On est dans la configuration du système français, à ceci près que les amnisties ne sont appliquées qu'une fois par an. On retient les paramètres ayant conduit au tableau 10, qui sont ceux du contexte français (seuil à 12 points pour le retrait de permis, fréquence annuelle d'infractions de 4%). Les résultats ne peuvent être donnés *in extenso*, car les efforts optimaux dépendent des couples d'entiers (n_2, n_3), avec $0 \leq n_2 + n_3 < 12$. Il y a 78 couples possibles, mais l'effort optimal dépend d'abord de la somme $n_2 + n_3$, qui correspond au n du tableau précédent. En fait, on obtient des résultats très proches du tableau 10. Pour la valeur $n = 4$, il y a de légères différences (avec un peu plus d'effort dans le modèle

avec amnistie). Pour les autres valeurs, l'effort optimal associé à un couple (n_2, n_3) est égal au centième près à l'effort calculé dans le tableau 10 pour $n = n_2 + n_3$. Ceci signifie que l'effet ancienneté du nombre de points est quasiment négligeable.

Détaillons le cas $n = 4$. On comparera l'effort et les coûts optimaux dans leur différentes composantes obtenus dans le tableau 10 à ceux du modèle avec amnistie au bout de trois ans pour $(n_2, n_3) = (0, 4)$ et $(4, 0)$. On obtient les résultats suivants.[14]

Tableau 11: modèle avec amnisties

	$n = 4$	$(n_2, n_3) = (0, 4)$	$(n_2, n_3) = (4, 0)$
Efficacité de l'effort	0,81	0,78	0,80
Désutilité de l'effort	21	25	22
Désutilité moyenne du retrait de permis	49	45	48
Héritage moyen	0	139	73

Il y a un effet ancienneté (cinq points la dernière année comptent plus que cinq points l'année précédente car ils seront amnistiés plus tard), mais il est faible. Si l'héritage varie fortement entre les deux cas, la minimisation par rapport à l'effort conduit à des résultats peu différents.

5.4 Enrichissement du premier modèle par la prise en compte d'un effort optimal anticipé non constant dans le temps

On revient au modèle initial avec remise à zéro du compteur des points à intervalles réguliers de T années, la durée T correspondant à l'ancienneté déclenchant l'amnistie. La différence est qu'on suppose que le conducteur est plus subtil dans sa stratégie d'effort de conduite prudente: au lieu de calculer un effort optimal supposé constant *ex ante*[15] comme dans la section

[14] Les résultats sont obtenus pour une efficacité de l'effort $\alpha = 1\%$. Comme pour les tableaux précédents, on a retenu $\alpha C = 7500$. L'effort optimal est calculé à l'unité près. L'efficacité de l'effort et le poids relatif des différents coûts ne dépendent que de αC.

[15] Cela dit, l'effort optimal dépend de l'état du conducteur (nombre de points cumulés, horizon de la prochaine remise à zéro du compteur des points) et il n'est pas constant *ex post*.

5.2, ici l'effort dépend du temps dès le stade de l'anticipation. Le modèle correspondant est exposé en 9.3. Il utilise les outils du contrôle optimal stochastique.

Quand l'effort anticipé est constant, le conducteur doit prendre en compte les hausses possibles du nombre des points cumulés avant qu'il n'atteigne la date anniversaire suivante. Comme le risque de retrait de permis augmente très fortement à chaque hausse, le conducteur fera des efforts inutiles dans le cas où il ne commettrait pas d'infractions supplémentaires. Un effort anticipé variable lui permet d'éviter cela, et le conduira à faire moins d'efforts que dans la logique du modèle vu en 5.2.

Par exemple, il est impossible de rendre les incitations effectives à partir de six points avec les chiffres canadiens (fréquence annuelle de 15%, seuil à quinze points) si on retient un horizon de un an, sauf à retenir une valeur astronomique pour le coefficient $C\alpha$. Les incitations peuvent être effectives à partir de quatre points si l'horizon de calcul est augmenté à des valeurs proches de dix ans.

L'avantage de cette approche est de traduire à temps continu l'efficacité de l'effort en fonction de la durée restant à courir jusqu'à la prochaine remise à zéro du compteur des points (i.e. l'horizon H dans les modèles déjà cités). Le graphique ci-dessous donne un exemple dans le cas français, avec un cumul de quatre points. On y voit qu'avec quatre points et une fréquence d'infractions de 15% le conducteur fait des efforts jusqu'à un horizon de vingt mois environ avant la remise à zéro du compteur des points, puis cesse d'en faire.

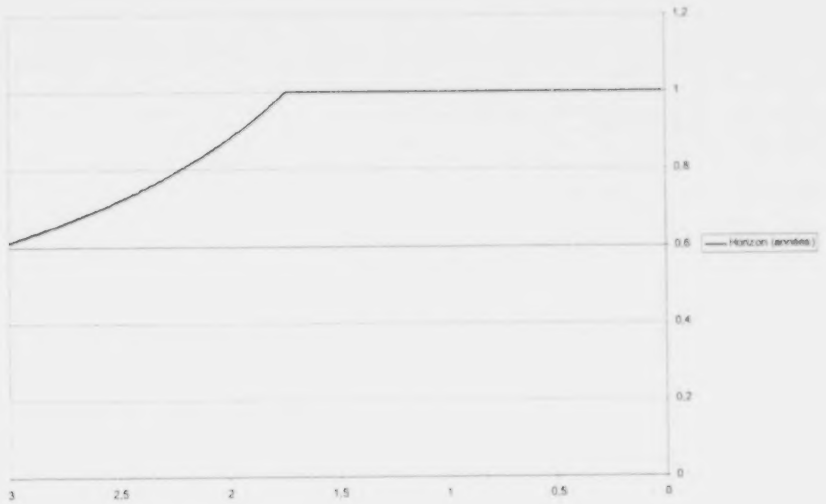

Figure 1: Risque associé à l'effort optimal, relatif au risque sans effort (4 points cumulés; contexte français sauf la fréquence égale à 0,15; C*alpha=750; Contrôle optimal à temps continu)

6 Analyse des effets incitatifs de la réforme au Québec

L'indexation des primes d'assurance sur le nombre de points cumulés crée un effet incitatif à la prudence qui s'ajoute à l'effet induit par la menace de révocation de permis. Cette réforme a été mise en place à la fin de 1992, et on testera l'existence d'un effet incitatif supplémentaire à partir d'un modèle statistique ayant pour but d'éliminer l'hétérogénéité entre les lois de risque individuelles. Comme on l'a indiqué dans la section 3, la dynamique observée sur des comportements individuels traduit une modification des lois de risque, mais aussi une révélation par l'historique de caractéristiques inobservables de ces lois. Le modèle qui suit (développé dans Abbring et al. ([1], [2])) propose des statistiques éliminant l'hétérogénéité entre les lois de risque d'infractions et d'accidents, sous la condition que ces lois soient modifiées à chaque événement (infraction ou accident), mais pas entre les événements. Le modèle est

décrit dans l'annexe 9.4, et estime un coefficient multiplicatif β appliqué au risque individuel instantané (ou fonction de hasard) après chaque événement. Si le coefficient β est plus petit que un, le risque décroît et c'est ce qu'on attend dans un contexte d'incitations à la prudence au volant. L'estimation de β est basée sur la comparaison des durées entre les événements pour chaque individu. On se limite aux infractions (les effets incitatifs ayant été analysés dans ce contexte dans les sections précédentes), et on analyse les permis ayant déclaré au moins deux infractions sur la période d'observation. Si $D_{i,1}$ et $D_{i,2}$ sont les dates des deux premières infractions, l'estimation du coefficient multiplicatif β est basée sur la comparaison de $D_{i,1}$ et $D_{i,2} - D_{i,1}$. Intuitivement, si le risque d'infraction diminue après la première, la durée $D_{i,2} - D_{i,1}$ séparant la deuxième de la première sera en moyenne plus grande que $D_{i,1}$. On s'attend donc à

$$\beta < 1 \Rightarrow P[D_{i,1} > D_{i,2} - D_{i,1}] < \frac{1}{2}.$$

En fait, sous l'hypothèse où les lois individuelles ne sont pas modifiées entre les événements, on a

$$\beta = \frac{P[D_{i,1} > D_{i,2} - D_{i,1}]}{P[D_{i,1} \leq D_{i,2} - D_{i,1}]},$$

et on remarque que le résultat ne dépend pas du risque individuel, ce qui élimine l'hétérogénéité. Un estimateur naturel de β est obtenu en remplaçant les probabilités par les fréquences empiriques (proportion des permis où la première durée est plus grande ou plus petite que la seconde).

Par exemple, 11495 permis ont vu au moins deux infractions sanctionnées avant la réforme de fin 1992. Pour plus de la moitié d'entre eux (6265), la durée séparant la deuxième infraction de la première a été inférieure au temps qui s'est écoulé jusqu'à la première infraction. Ceci conduit à un estimateur de β supérieur à un. On obtient

$$\widehat{\beta} = \frac{6265}{5230 = 11495 - 6265} = 1,198.$$

De la même façon, l'estimation obtenue après la réforme est égale à $1438/1416 = 1,016$. En considérant que ces deux estimateurs sont associés à des paramètres différents, des tests usuels (cf. 9.4.4) conduisent à rejeter l'égalité des paramètres, et à considérer que le coefficient β après la réforme

est significativement plus petit que celui d'avant. De ce point de vue, la réforme a eu un effet significatif.

On peut également raisonner par période de deux ans, ce qui correspond à l'intervalle entre le versement des primes au Québec. En notant $\sum_i 1_{[D_{i,1}>D_{i,2}-D_{i,1}]}$ le nombre des permis de chaque échantillon avec une première durée supérieure à la deuxième, on obtient

	$\sum_i 1_{[D_{i,1}>D_{i,2}-D_{i,1}]}$	$\sum_i 1_{[D_{i,1}\leq D_{i,2}-D_{i,1}]}$	$\widehat{\beta}=\frac{\sum_i 1_{[D_{i,1}>D_{i,2}-D_{i,1}]}}{\sum_i 1_{[D_{i,1}\leq D_{i,2}-D_{i,1}]}}$
Années $88-89$	1279	1191	$1,074$
Années $90-91$	1286	1217	$1,057$
Années $92-93$	1022	1107	$0,954$
Années $94-95$	872	886	$0,984$

Là aussi, on constate l'effet incitatif créé par l'indexation des primes d'assurance sur le nombre de points cumulés. Le coefficient estimé associé aux années 92-93 est significativement inférieur à un.

En résumé, dans cette section, nous avons analysé l'efficacité de l'introduction d'un système de tarification de l'assurance basé sur les infractions au Code de la sécurité routière. Nous avons mesuré l'effet marginal sur la sécurité routière de l'introduction du nouveau système de tarification de la SAAQ sur les risques individuels. Pour mesurer cet effet marginal, nous avons estimé la valeur d'un paramètre multiplicatif β dans la fonction de risque. Ce paramètre peut être supérieur, égal ou inférieur à 1. Il tient compte de la durée relative du temps entre les infractions. Si le paramètre estimé diminue suite à la mise en place de la réforme, cela signifiera que celle-ci a eu pour effet une augmentation des durées de temps entre les infractions, d'où une incitation à la sécurité routière.

En effet, deux facteurs peuvent expliquer la valeur du β: un effet incitatif et un effet d'hétérogénéité non observable. Le premier est expliqué par la tarification optimale de l'assurance en présence de risque moral. Une accumulation d'infractions passées augmente les incitations à la prudence, parce qu'elle augmente la probabilité de révocation du permis ainsi que la probabilité de se voir imposer une augmentation de prime d'assurance générant un $\beta < 1$ en présence d'une tarification optimale de l'assurance.

Notre interprétation d'un $\beta < 1$ diffère de celle de Abbring et al. ([2]). Un $\beta < 1$ implique une politique de tarification efficace en présence de risque moral. La présence du risque moral est nécessaire (si on exclut l'apprentissage, particulièrement chez les jeunes) pour obtenir un $\beta < 1$ mais non suff-

isante. On peut identifier une économie sans tarification incitative, situation générant un risque moral important (nombre d'accidents plus élevé et peu de sécurité routière), tout en ayant un $\beta > 1$. En effet, cette économie n'a pas d'effet incitatif et le β n'est expliqué que par l'hétérogénéité non observée. En d'autres termes, un $\beta < 1$ implique du risque moral seulement en présence d'une politique de tarification optimale de l'assurance. Un $\beta \geq 1$ peut contenir un effet incitatif mais non suffisant pour dominer l'effet de l'hétérogénéité non observable.

Dans notre application, le régime québécois d'avant 1992 contenait certains incitatifs alors jugés non suffisants, comme le retrait du permis et les amendes. L'introduction de la nouvelle tarification devait introduire des incitatifs supplémentaires. La question empirique était donc de vérifier si l'introduction de la politique de 1992 avait davantage incité à la prudence et réduit le β de façon significative. Les résultats empiriques semblent répondre positivement à cette question.

7 Amendes optimales pour la sécurité routière

Dans cette section, nous proposerons un modèle simple de calcul des amendes optimales en vue d'obtenir un niveau de sécurité routière optimal. Comme bien documenté dans Bourgeon et Picard [7], le choix des instruments optimaux pour l'obtention d'un niveau optimal de sécurité routière implique une relation d'arbitrage entre la fréquence des infractions et le montant des amendes. L'analyse qui suit mettra en relief cette relation d'arbitrage. Le montant des amendes optimales calculé pourra être demandé au conducteur ayant commis l'infraction ou être ajouté à sa prime d'assurance, si celle-ci est ajustée en fonction des points d'inaptitude, comme c'est le cas au Québec et dans plusieurs États américains.

Le modèle de base est très simple. Il fait référence à la littérature de l'évaluation des bénéfices des projets sociaux par la volonté à payer des citoyens. Cette littérature ne fait pas l'unanimité, mais le modèle de volonté à payer est devenu la norme dans la plupart des pays (voir [12], pour une revue de la littérature des applications en sécurité routière, et [20], pour une revue de la littérature sur d'autres applications, allant des choix d'investissement en santé à ceux de prévention contre les attaques armées par des adolescents dans les écoles).

L'idée de base est de demander ou d'évaluer combien les citoyens d'une

région ou d'un pays sont prêts à payer pour réduire le risque d'accident de Δp, où Δ est une variation et p est une probabilité. Soit le modèle suivant où, pour des raisons de simplifications mathématiques, nous supposons que les citoyens sont neutres au risque social des accidents automobiles, ce qui n'empêche pas de considérer, dans les applications, les montants déclarés ou estimés contenant une prime de risque associée à la riscophobie (aversion au risque)[16].

Soit V, la valeur de la vie, et p, la probabilité d'accident mortel initiale. L'objectif est de réduire p de Δp et de demander aux citoyens combien ils sont prêts à payer (Δw) pour obtenir cette réduction de probabilité. La formule peut s'écrire comme suit:

$$(1-p)\,V = (1-p-\Delta p)\,V - \Delta w$$

où le côté gauche de l'équation est l'espérance mathématique de la valeur de la vie dans la situation initiale et le côté droit est celle dans la situation finale. On demande à l'individu de révéler ce qu'il est prêt à payer ($\Delta w > 0$) pour obtenir une réduction ($\Delta p < 0$), ce qui permet de vérifier que

$$-\frac{\Delta w}{\Delta p} = V.$$

Nous devons maintenant évaluer les paramètres de l'amende optimale en supposant que les citoyens on déjà révélé leurs préférences pour la sécurité routière ou, du moins, évaluer les valeurs implicites aux choix observés. Les intervenants en sécurité routière pourront facilement ajuster les calculs s'ils obtiennent des valeurs plus adéquates des paramètres utilisés.

Considérons les données suivantes. Nous avons une population de 60 millions d'habitants, avec 30 millions de détenteurs de permis de conduire. Avant la mise en place du nouveau programme, le nombre annuel d'infractions était de 1,2 million. Ce nombre est jugé insuffisant aux yeux de plusieurs experts, du fait qu'il n'introduit pas suffisamment d'incitations à la sécurité routière.

Les calculs suivants seront limités aux infractions jugées les plus dangereuses, soit celles pouvant entraîner le décès du conducteur d'un véhicule, d'un passager, d'un cycliste ou d'un piéton. Le nombre d'infractions annuelles reliées à des comportements dangereux pouvant entraîner la mort, tels que les dépassements à vitesse très élevée, les non-arrêts aux feux et

[16] Voir [8] pour une analyse récente de la volonté à payer en présence de riscophobie.

aux arrêts, ainsi que la conduite en état d'ébriété, est estimé à 600 000, ce qui semble raisonnable selon les documents officiels. L'analyse pourrait être généralisée aux autres types d'accidents avec ou sans blessés.

Citons, par exemple, quelques données extraites du dernier rapport du ministère de l'Intérieur, de la sécurité intérieure et des libertés locales de la France sur le permis à points [15]. On y lit que, pour 2003, le nombre total d'infractions graves pouvait être décomposé de la manière suivante: 320 000 excès de vitesse à plus de 30 km/h, 104 000 feux rouges grillés, 43 000 panneaux d'arrêt non respectés et 72 000 interpellations pour conduite avec plus de 0,8 g d'alcool par litre de sang.

On évalue à 7 500 annuellement le nombre de morts sur les routes avant l'intervention publique, ce qui donne un taux de 12,5 sur 100 000. L'objectif du projet est de réduire ce taux à 8,5 sur 100 000, soit à 5 100 morts, une variation de probabilité de 4,0 sur 100 000 ($-\Delta p$).

Supposons maintenant que chaque citoyen est prêt à débourser, en moyenne, 100 euros par année (Δw) pour réduire les coûts sociaux associés aux accidents automobiles, pour ainsi atteindre l'objectif de 5 100 morts par année. Cette évaluation est très difficile à obtenir. Plusieurs études ont permis d'élaborer des méthodes très sophistiquées pour réduire à leur minimum les biais dans les réponses afin de les rendre crédibles. Nous n'aborderons pas ici ces méthodes de manière détaillée, car elles sont bien discutées dans les deux études précitées. Il est toutefois important de souligner que les questions doivent demeurer à l'abri de tout aspect émotionnel ou personnel relié à des décès sur les routes. Les méthodes de sondage doivent également pouvoir limiter à leur seuil minimum les stratégies individuelles et les réponses farfelues. Les montants ainsi déclarés doivent être comparés à d'autres montants résultant d'interventions du même genre dans d'autres secteurs d'activités. Dans ce genre d'étude, il est donc essentiel d'aborder les décès de manière statistique et anonyme.

L'approche de la volonté à payer permet d'estimer la valeur de la vie implicite au choix exprimé. Donc, si chaque citoyen est prêt à débourser, en moyenne, une somme de 100 euros pour réduire la fréquence d'accidents mortels de 0,00004, la valeur de la vie implicite à ce choix est égale à 100 euros/0,00004. Ce ratio exprime une valeur de la vie de 2,5 millions d'euros, une valeur jugée très raisonnable. On peut aussi obtenir une même valeur avec les 30 millions de conducteurs, si ceux-ci sont prêts à débourser chacun 200 euros. Il est cependant préférable de questionner un échantillon de toute la population concernée afin d'obtenir une valeur sociale.

Supposons maintenant que ce sont les conducteurs dangereux qui doivent payer la note via des amendes ou des augmentations de primes. Cette façon de procéder a le mérite d'introduire les incitations appropriées dans la société. Le revenu social net total est égal à 60 millions fois 100 euros, ce qui représente 6,0 milliards d'euros.

6,0 milliards d'euros pour 600 000 infractions nous donne une amende de 10 000 euros au lieu du montant de 1 500 actuellement réclamé pour les infractions dangereuses. Ce montant est certainement trop élevé, d'où l'importance de considérer la relation d'arbitrage entre montant d'amende et fréquence des contraventions évoquée au début de cette section. Il est de plus documenté, dans une autre section de ce rapport, que le nombre de contraventions accordées est insuffisant.

Considérons maintenant qu'il soit envisagé d'augmenter le nombre de contraventions en modifiant la surveillance routière. Par exemple, si on quadruple le nombre d'arrestations pour ce genre de délit (pour atteindre le taux du Québec) on obtient une amende de 2 500 euros pour les infractions extrêmes au lieu de 1 500 (6 milliards d'euros/2,4 millions de contraventions).

Il est à remarquer que la valeur implicite de la vie était de 375 000 euros dans la situation initiale sans intervention: 600 000 fois 1500 euros, soit 900 000 000 euros divisé par 60 millions, ce qui donne 15 euros pour le montant à payer par chaque citoyen. Réutilisant la formule de la valeur de la vie, cela donne 375 000 euros. L'état initial sous-estimait donc de beaucoup la valeur de la vie humaine dans sa politique de sécurité routière, d'où le faible nombre de contraventions accompagnées d'amendes non optimales.

8 Conclusion

L'objectif de notre recherche était de vérifier l'efficacité d'une tarification incitant à la sécurité routière en analysant l'expérience d'un pays ou d'une région utilisant une tarification de l'assurance automobile basée sur les points d'inaptitude ou les infractions au Code de la sécurité routière.

Nous avons utilisé les donnés du Québec, qui détient un régime public d'assurance automobile pour les dommages corporels partiellement financé par des primes basées sur le nombre de points d'inaptitude accumulés. Nous ne reprendrons pas ici les différents résultats de l'étude, car ils sont résumés dans l'introduction du rapport. Nous allons plutôt essayer de dégager des avenues de recherche future.

Dans une première étape, nous avons mesuré le pouvoir prédictif des infractions sur le risque au volant. La longueur des historiques utilisés nous a permis de distinguer des effets de court et de long termes. Nous avons pu vérifier que le système québécois pouvait facilement être appliqué aux données françaises, à condition que des ajustements administratifs importants soient effectués. Au Québec, la gestion d'un tel système de tarification est facilitée par le fait que la même société publique tarifie l'assurance des dommages corporels et gère le système de points de démérite. Les fichiers informatiques sont reliés, ce qui simplifie la coordination des activités de tarification de l'assurance publique et celles de la gestion de la sécurité routière. Les assureurs privés ont aussi accès aux infractions au Code la sécurité routière et peuvent utiliser ces données dans leur tarification. Plusieurs États américains permettent aux assureurs privés d'utiliser l'information sur les infractions pour tarifer l'assurance. Maintenant que nous connaissons l'efficacité incitative à la sécurité routière de cette forme de tarification (résultats de la section 6 de ce rapport) et que nous savons que les assureurs français pourront continuer d'utiliser le bonus-malus, il serait pertinent de réaliser une étude de faisabilité d'une tarification basée sur les points d'inaptitude.

Cette étude permettrait d'analyser les relations de complémentarité et de substitution entre le bonus-malus, la tarification à points et la nouvelle politique de gestion de la sécurité routière du gouvernement français dans l'atteinte des objectifs sociaux de sécurité routière.

Dans une autre section du rapport, nous avons sommairement introduit la notion de coût social des accidents (avec une valeur de la vie humaine comme mesure des bénéfices de la sécurité routière), ce qui nous a permis d'évaluer un montant d'amende optimal à imposer suite à une infraction associée à un délit dangereux ou pouvant générer un accident mortel. Il serait important que les données utilisées soient validées. Par exemple, nous avons vu que les montants que les citoyens se disent prêts à payer pour améliorer la sécurité routière affectaient directement la valeur de la vie implicite et les paramètres du montant d'amende optimale et de la fréquence des contraventions. Il n'existe malheureusement pas, à notre connaissance, d'étude récente en France permettant d'obtenir les préférences relatives des Français en ce qui concerne la sécurité routière. Il serait impératif qu'une telle étude soit réalisée de la façon la plus objective possible.

Finalement, nous n'avons pas pu tirer de conclusions satisfaisantes sur les jeunes conducteurs, puisque la base de données utilisée n'était pas appropriée pour ce genre d'étude, le nombre de jeunes étant trop faible. Il serait

pertinent de financer d'autres études sur le sujet.

9 Annexes

9.1 Modèle de comportement optimal basé sur une remise à zéro du total des points à intervalles réguliers

On retient une fonction exponentielle décroissante pour la fréquence d'infractions en fonction de l'effort, soit

$$\lambda_\alpha(e) = \lambda_0 \exp[-\alpha e] \ (\lambda_0, \alpha > 0).$$

Une formule analogue pourrait être retenue pour le risque d'accident en supposant une élasticité constante entre les deux risques. Ainsi $\lambda_\alpha(0) = \lambda_0$ est le niveau de risque en l'absence d'effort généré par la menace de retrait de permis. On ne bornera pas l'effort supérieurement dans ce qui suit. On note $H = T - t$ l'horizon de fin de première période, où T est la durée entre deux remises à zéro du total des points. Cette durée est implicitement celle qui déclenche l'amnistie des infractions, soit $T = 2$ pour le Québec et $T = 3$ pour la France. Même si ce système de remise à zéro n'est pas appliqué en France, il l'est au Québec pour le calcul des primes et les deux durées précitées (ancienneté nécessaire pour une amnistie, intervalle entre deux calculs de primes) sont égales.

On écrit la fonction de coût total sous la forme

$$e \longrightarrow He + [C \times P(H\lambda_\alpha(e), n)],$$

avec

- Un effort e exprimé en désutilité annuelle.
- Une probabilité de retrait de permis fonction du nombre n de points de démérite accumulés depuis le début de la période, de l'horizon H et d'une fréquence annuelle d'infractions $\lambda_\alpha(e) = \lambda_0 \exp(-\alpha e)$. Quand la désutilité de l'effort augmente de 1, la fréquence est multipliée par $\exp(-\alpha)$. Le paramètre α représente l'efficacité de l'effort.
- Une quantité C qui exprime la désutilité du retrait de permis.

Soit e_* l'effort optimal associé. Sa valeur en elle-même n'est pas très intéressante, c'est surtout le coefficient de réduction des risques $\exp(-\alpha e_*)$ qui doit être mis en avant dans les résultats.

Une condition suffisante pour que l'on ait $e_* > 0$ est que la dérivée en $e = 0$ de la fonction de coût total doit être négative. Comme $\lambda'_\alpha(e) = -\alpha\lambda_\alpha(e)$, la condition s'écrit

$$e_* > 0 \Leftrightarrow H - CH\alpha\lambda_0 \left[\frac{\partial}{\partial\lambda}P(\lambda,n)\right]_{\lambda=H\lambda_0} < 0 \Leftrightarrow C\alpha > \frac{1}{\lambda_0\left[\frac{\partial}{\partial\lambda}P(\lambda,n)\right]_{\lambda=H\lambda_0}}. \tag{1}$$

La présence d'un effort ne dépend *ceteris paribus* que du produit de la désutilité du retrait de permis et de l'indice d'efficacité de l'effort qu'est α.

Dans le cas où cette condition est vérifiée, e_* est solution de l'équation:

$$\lambda_\alpha(e_*)\left[\frac{\partial}{\partial\lambda}P(\lambda,n)\right]_{\lambda=H\lambda_\alpha(e_*)} = \frac{1}{C\alpha}. \tag{2}$$

Le coefficient qui résume l'influence de l'effort sur le risque (et donc l'efficacité du système incitatif) est $\lambda_\alpha(e_*)/\lambda_\alpha(0) = \exp(-\alpha e_*)$. On a vu plus haut

$$\text{pas d'effort} \Leftrightarrow e_* = 0 \Leftrightarrow \exp(-\alpha e_*) = 1 \Rightarrow \alpha C \leq \frac{1}{\lambda_0\left[\frac{\partial}{\partial\lambda}P(\lambda,n)\right]_{\lambda=H\lambda_0}}.$$

En fait, le coefficient $\exp(-\alpha e_*)$ ne dépend que de αC (les autres paramètres étant fixés). En effet, en notant la fonction objectif

$$He + [C \times P(H\lambda_\alpha(e), n)] = f_{\alpha,C}(e),$$

on a, en notant $e_*(\alpha, C) = \arg\min_e f_{\alpha,C}(e)$ l'effort optimal associé:

$$f_{\mu\alpha,\frac{C}{\mu}}(\frac{e}{\mu}) = \frac{f_{\alpha,C}(e)}{\mu}\ \forall\mu > 0 \Rightarrow e_*\left(\mu\alpha, \frac{C}{\mu}\right) = \frac{e_*(\alpha,C)}{\mu}.$$

$$\Rightarrow \alpha \times e_*(\alpha,C) = \mu\alpha \times e_*\left(\mu\alpha, \frac{C}{\mu}\right)\ \forall\mu > 0.$$

Cette propriété implique que $\alpha \times e_*(\alpha, C)$ ne dépend que de αC.

Il n'est pas évident que la fonction à minimiser $e \longrightarrow He + [C \times P(H\lambda_\alpha(e), n)]$

L'efficacité du système incitatif ne dépend donc que de αC et de l'horizon H. Qualitativement, on a les résultats suivants:

- L'effet incitatif augmente évidemment avec αC.
- L'effet de H est un peu moins trivial: les réductions optimales de risque sont moins sensibles aux valeurs de n quand H augmente. Ceci s'explique par le fait que la fonction dont e_* est racine est d'autant plus sensible aux valeurs de e que l'horizon H est élevé (la dérivée partielle dans (2) étant évaluée en $H\lambda_\alpha(e_*)$). Avec un horizon court, on est presque dans une situation de tout ou rien par rapport aux points de démérite: soit l'assuré ne fait aucun effort, soit il en fait un considérable, ou sature la contrainte d'effort si on a borné supérieurement celui-ci dans le modèle.

9.2 Modèle de comportement optimal intégrant l'amnistie des infractions

On s'inspire du modèle précédent pour intégrer le fait que les infractions sont amnistiées dès que leur ancienneté dépasse un certain seuil, et non à date fixe. On présentera d'abord un modèle où les amnisties sont effectives quand l'ancienneté dépasse deux ans, comme c'est le cas au Québec.

Prendre en compte l'information complète reviendrait à intégrer l'ancienneté exacte des informations dans le calcul de l'effort, car le conducteur peut anticiper la date exacte d'amnistie. Mais on a alors une infinité d'historiques en fonction desquels on doit calculer l'effort. Pour simplifier, on supposera que les retraits de permis n'interviennent qu'une fois par an, et que les infractions ayant dépassé le seuil d'ancienneté sont amnistiées à chaque date anniversaire.

On notera dans cette section $P(e,m)$ la probabilité que le conducteur ait m points durant un an s'il fait un effort e, et C la désutilité associée à un retrait de permis.

Il faut par ailleurs définir une règle pour le retrait des points pour les personnes s'étant vu retirer le permis, à partir du moment où elles sont autorisées à reconduire. On suppose que s'il y a retrait de permis à la date anniversaire ($n_2 + n_3 \geq n_{\max}$ nombre de points déclenchant le retrait de permis), on retire des points par multiple de $n_{\max}$ en commençant par les plus anciens. Donc (n_2, n_3) serait remplacé par $(0, n_2+n_3-\left(n_{\max} \times E\left(\frac{n_2+n_3}{n_{\max}}\right)\right))$ si $n_2 + n_3 \geq n_{\max}$. Par exemple $(8, 10)$ est remplacé par $(0, 3)$ si $n_{\max} = 15$ (cas québécois). Le nombre de points laissé en héritage à la dernière période

est égal à n_3 si $n_2 + n_3 < n_{\max}$, et à $n_3 - \left(\left(n_{\max} \times E\left(\frac{n_2+n_3}{n_{\max}}\right)\right) - n_2\right)$ sinon. Ce nombre définit une fonction $g(n_2, n_3)$.

Les n_1 points associés à la première période n'interviennent pas dans le calcul de l'effort optimal en troisième période, car ils sont amnistiés à la fin de la troisième année. Le coût à minimiser dans la détermination de l'effort optimal ne dépend que de n_2. De la fin de la seconde période à la fin de la troisième, l'état qui définit le coût pour le conducteur passe de n_2 à $g(n_2, n_3)$. En calculant ainsi, on néglige le temps pendant lequel le conducteur s'étant vu retirer le permis ne peut plus conduire. Avec un taux d'escompte psychologique égal à r, on peut calculer un effort optimal en résolvant un programme circulaire, ce qui signifie que les définitions des efforts et des désutilités optimales sont récursives. Il y a trois composantes pour cette désutilité:

- Celle de l'effort.
- La désutilité moyenne associée au retrait de permis à la fin de la troisième période, qui a lieu si $n_2 + n_3 \geq n_{\max}$.
- La désutilité moyenne associée à l'héritage $g(n_2, n_3)$.

La désutilité et l'effort à l'optimum sont solutions du programme:

$$C_*(n_2) = \min_e f(e, C_*, n_2);\ C_* = \underset{0 \leq n_2 < n_{\max}}{vec} C_*(n_2), \tag{3}$$

$$f(e, C_*, n_2) = e + \left[\frac{1}{1+r}\left((C \times P_e[N_3 \geq n_{\max} - n_2]) + E_e\left[C_*(g(n_2, N_3))\right]\right)\right].$$

Dans l'expression précédente, la probabilité et l'espérance mathématique sont calculées avec $P(e, \bullet)$, loi de N_3 nombre de points en troisième période, et qui est fonction du niveau d'effort. On résout ce programme par une méthode itérative, car il s'agit en fait d'un problème de point fixe. En effet, on peut écrire

$$C_* = g(C_*) = \underset{0 \leq n_2 < n_{\max}}{vec} \left[\min_e f(e, C_*, n_2)\right]$$

La solution au programme défini en (3) est un point fixe de l'application g. Il suffit donc d'itérer sur la fonction g, donc d'écrire

$$C^{k+1} = g(C^k)\ \forall k \in \mathbb{N}$$

en initialisant avec la valeur C^0 calculée dans le programme négligeant l'héritage, et qui est alors celui résolu en remettant les compteurs de points à zéro tous les deux ans, et avec un horizon $H = 1$ an (on se situe donc au milieu de la période, comme dans le tableau 7). On obtient alors

$$\lim_{k \to +\infty} C^k = C_*,$$

et l'effort optimal calculé à chaque étape converge vers l'effort associé au coût optimal.

Avec la fonction héritage retenue plus haut, la différence entre l'approche précédente (remise des compteurs de points à zéro tous les deux ans, calcul en milieu de période) et celle exposée ici est quasi nulle pour toute valeur du taux d'actualisation annuel négligeable par rapport à un, dans la mesure où on prend la même définition de la désutilité du retrait dans les deux modèles[17]. Dans la fonction $f(e, C_*, n_2)$, c'est l'effort et le retrait de permis qui comptent, pas l'héritage. Avec la fonction héritage retenue, on a $g(n_2, N_3) \leq N_3$. Les coûts $C_*(g(n_2, N_3))$ ne sont élevés que pour les valeurs $g(n_2, N_3)$ proches de $n_{\max}$. Dans ce cas, N_3 est élevé également et les probabilités sont négligeables. Il faudrait que $g(n_2, n_3)$ soit proche du maximum pour de faibles valeurs de n_3 pour que que l'héritage compte, et il ne peut en être ainsi que si la durée d'amnistie s'allonge. Par ailleurs les valeurs de l'héritage moyen sont presque indépendantes de n_2, ce qui explique que les efforts optimaux soient quasi-inchangés par rapport au modèle précédent. On retrouve donc les résultats du tableau 7 si on a

$$\frac{\alpha C}{1+r} = 7500,$$

et si le taux d'escompte psychologique est nettement inférieur à un. Les travaux en économie expérimentale, qui calibrent des modèles d'économie théorique de choix dans l'incertain sur des données empiriques, conduisent à des taux d'escompte psychologique qui sont sensiblement supérieurs à des taux de marché (égaux à quelques %) mais tout de même très inférieurs à un.

Adaptons le modèle précédent au cas français, donc à une durée de trois ans pour avoir l'amnistie. Soit (n_1, n_2, n_3) l'historique des nombres de points d'un conducteur sur les trois dernières années. Comme dans le cas précédent, le nombre n_1 n'influe pas sur l'effort optimal à la période suivante car les

[17] La désutilité C du modèle précédent (avec remise des compteurs à zéro) doit correspondre à $C/(1+r)$ dans le modèle de cette section.

infractions correspondantes sont amnistiées à la fin de la quatrième année. La valeur ainsi que l'effort optimal ne dépendent que du couple (n_2, n_3). On peut appliquer l'approche précédente en écrivant

$$C_*(n_2, n_3) = \min_e f(e, C_*, n_2, n_3);\ C_* = \underset{0 \leq n_2+n_3<n_{\max}}{vec} C_*(n_2, n_3);$$

$$f(e, C_*, n_2, n_3) = e + \left[\frac{1}{1+r}\left((C \times P_e[N_4 \geq n_{\max} - (n_2+n_3)]) + E_e\left[C_*(g(n_2, n_3, N_4))\right]\right)\right]$$

La fonction g est l'état laissé en héritage à la fin de la quatrième période. En retenant la même règle que précédemment, on obtient

$$n_2 + n_3 + n_4 < n_{\max} \Rightarrow g(n_2, n_3, n_4) = (n_3, n_4);$$

$$n_2+n_3+n_4 \geq n_{\max} \Rightarrow g(n_2, n_3, n_4) = (0, n_2+n_3+n_4 - \left(n_{\max} \times E\left(\frac{n_2+n_3+n_4}{n_{\max}}\right)\right)).$$

9.3 Enrichissement du premier modèle par la prise en compte d'un effort optimal anticipé non constant dans le temps

On revient au modèle initial avec remise à zéro du compteur des points à intervalles réguliers de T années, la durée T correspondant à l'ancienneté déclenchant l'amnistie. Le compteur des points est supposé avoir été remis à zéro à la date 0. On suppose que le retrait de permis n'intervient qu'à la date $t = T$ si le total des points dépasse alors un certain seuil $n_{\max}$. A la date t $(t \leq T)$, l'effort de prudence dépend de l'état (t, n), où n est le nombre des points cumulés depuis le début de la période. On s'attend à ce que cet effort croisse avec n à t fixé. Soit $V(t, n)$ la désutilité combinée de l'effort intégré entre t et et T, de la menace de retrait de permis, calculée pour l'effort optimum, et donc minimisée. Il s'agit d'un problème classique de contrôle optimal stochastique, où l'on détermine simultanément la valeur et l'effort optimal, l'effort étant le contrôle exercé par le conducteur.

Le calcul se fait à partir des valeurs aux bornes, ici $t = T$. Il n'y a plus d'effort à fournir car on est en fin de période, et on a

$$V(T, n) = C \text{ si } n \geq 15,\ V(T, n) = 0 \text{ sinon.}$$

On rappelle que C est la désutilité associée au retrait du permis.

Dans le cas général, la valeur optimale est la solution du programme

$$V(t,n) = \min_{e \in (\mathbb{R}^+)^{[t,T]}} E\left[\left(\int_t^T e_s\, ds + V(T, N_T)\right) \mid N_t = n\right],$$

en notant N_t le nombre des points cumulés entre 0 et t. La valeur finale n'est pas actualisée dans la formule précédente, mais on introduire un facteur d'escompte. Seule la valeur en t de l'effort optimal nous intéresse: nous la notons $e(t,n)$.

Découpons l'intervalle $[t,T]$ en $[t,t+dt]$ et $[t+dt,T]$. En considérant un effort constant e sur le premier intervalle puis en retenant l'effort optimal sur $[t+dt,T]$, la limite de e quand $dt \to 0^+$ sera $e(t,n)$. Donc

$$e(t,n) = \lim_{dt \to 0^+} \left(\arg\min_{e \in \mathbb{R}} \left(e\, dt + E\left[V(t+dt, N_{t+dt}) \mid N_t = n,\, e\right]\right)\right).$$

L'effort ainsi défini sur $[t,T]$ est sous-optimal, ce qui entraîne l'inégalité

$$\min_{e \in \mathbb{R}} \left(e\, dt + E\left[V(t+dt, N_{t+dt}) \mid N_t = n,\, e\right]\right) \geq V(t,n).$$

Mais il tend vers l'effort optimal quand $dt \to 0^+$, ce qui implique

$$V(t,n) = \lim_{dt \to 0^+} \left(\min_{e \in \mathbb{R}} \left(e\, dt + E\left[V(t+dt, N_{t+dt}) \mid N_t = n,\, e\right]\right)\right)$$

L'opérateur Dynkin associé au processus contrôlé par un effort de niveau constant e à partir de t est défini par

$$D_e V(t,n) = \left(\frac{d}{dh} E\left[V(t+h, N_{t+h}) \mid N_t = n,\, e\right]\right)_{h=0^+}. \tag{4}$$

On en déduit

$$e(t,n) = \arg\min_{e \in \mathbb{R}} \left(e + D_e V(t,n)\right);\ \left(e + D_e V(t,n)\right)_{e=e(t,n)} = 0. \tag{5}$$

Ce sont sont les équations dites de Hamilton-Jacobi-Bellman.

Il suffit alors de calculer l'opérateur Dynkin. Une infraction survient entre t et $t+dt$ avec une probabilité $\lambda(e)dt + o(dt)$, et il y a alors une probabilité f_j pour qu'elle coûte j points. On en déduit

$$E\left[V(t+dt, N_{t+dt}) \mid N_t = n,\, e\right] = \left(1 - \lambda(e)dt\right) V(t+dt, n)$$

$$+\lambda(e)dt\left[\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j V(t+dt,n+j)\right]+o(dt)$$

$$=V(t,n)+\left[\frac{\partial}{\partial t}V(t,n)+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right)\right]dt+o(dt).$$

D'après la définition de l'opérateur Dynkin donnée en (4), on en déduit

$$D_e V(t,n)=\frac{\partial}{\partial t}V(t,n)+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right).$$

Avec les équations Hamilton-Jacobi-Bellman données en (5), on obtient

$$e(t,n)=\arg\min_{e\in\mathbb{R}}\left(e+\frac{\partial}{\partial t}V(t,n)+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right)\right)$$

$$=\arg\min_{e\in\mathbb{R}}\left(e+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right)\right) \qquad (6)$$

et

$$\frac{\partial}{\partial t}V(t,n)=-\left[e+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right)\right]_{e=e(t,n)}$$

$$=-\min_{e\in\mathbb{R}}\left(e+\left(\lambda(e)\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n))\right)\right). \qquad (7)$$

La fonction à minimiser dans (6) est du type

$$e\to e+a\lambda(e),\ a=\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j)-V(t,n)).$$

Il suffit d'expliciter les solutions au programme

$$e_*(a,\lambda_0,\alpha)=\arg\min_{e\geq 0} e+a\lambda(e)=g_{a,\lambda_0,\alpha}(e),\ a\geq 0,\ \lambda(e)=\lambda_0\exp(-\alpha e),$$

ainsi que le minimum $dv_*(a, \lambda_0, \alpha)$ associé, et dont l'opposé est d'après (7) la dérivée partielle par rapport au temps de la valeur optimale. On a

$$e_*(0, \lambda_0, \alpha) = dv_*(0, \lambda_0, \alpha) = 0;$$

La fonction $g_{a,\lambda_0,\alpha}$ est strictement convexe pour $a > 0$, et tend vers $+\infty$ à l'infini. On peut donc écrire

$$g'_{a,\lambda_0,\alpha}(0) = 1 - a\lambda_0\alpha < 0 \Leftrightarrow e_*(0, \lambda_0, \alpha) > 0.$$

Un calcul rapide montre qu'on a alors $e_*(a, \lambda_0, \alpha) = \log(a\lambda_0\alpha)/\alpha$, et $dv_*(a, \lambda_0, \alpha) = e_*(a, \lambda_0, \alpha) + (1/\alpha)$. Donc

$$0 < \sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t, n+j) - V(t, n)) = a \leq \frac{1}{\lambda_0\alpha} \Rightarrow e_*(a, \lambda_0, \alpha) = 0;\ dv_*(0, \lambda_0, \alpha) = a\lambda_0;$$

$$a > \frac{1}{\lambda_0\alpha} \Rightarrow e_*(a, \lambda_0, \alpha) = \frac{\log(a\lambda_0\alpha)}{\alpha};\ dv_*(a, \lambda_0, \alpha) = \frac{\log(a\lambda_0\alpha)}{\alpha} + \frac{1}{\alpha}. \quad (8)$$

Raccordement des deux solutions: l'effort optimal est une fonction continue de a et de dérivée à droite égale à λ_0 en $(1/\lambda_0\alpha)^+$. A droite de $1/\lambda_0\alpha$, la fonction e_* est de type logarithme, donc concave. La fonction dv_* est d'abord linéaire jusqu'à $(1/\lambda_0\alpha)^-$, puis ensuite de type logarithmique comme e_*. La fonction dv_* est dérivable en $1/\lambda_0\alpha$, contrairement à e_*. On peut aussi calculer le coefficient multiplicatif à appliquer au risque sans effort $\exp(-\alpha e_*(a, \lambda_0, \alpha))$, qui traduit l'efficacité de l'effort. Ce coefficient vaut 1 si

$$a = \sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t, n+j) - V(t, n)) \leq \frac{1}{\lambda_0\alpha} = \frac{1}{\lambda'(0)}.$$

Sinon, il vaut

$$\exp(-\alpha e_*(a, \lambda_0, \alpha)) = \frac{1}{a\lambda_0\alpha}.$$

Conclusion: l'effort n'est jamais infini (ça paraît logique vu que $\lim_{e\to+\infty} \lambda'(e) = 0$). En reprenant l'équation (7), on obtient l'équation différentielle en V avec deux possibilités:

$$a \leq \frac{1}{\lambda_0\alpha} \Rightarrow \frac{\partial}{\partial t}V(t, n) = -a\lambda_0 = -\lambda_0 \sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t, n+j) - V(t, n)) \quad (9)$$

$$a > \frac{1}{\lambda_0 \alpha} \Rightarrow \frac{\partial}{\partial t} V(t,n) = -\left(\frac{1}{\alpha} + \frac{\log(a\lambda_0\alpha)}{\alpha}\right),$$

soit

$$a > \frac{1}{\lambda_0 \alpha} \Rightarrow \frac{\partial}{\partial t} V(t,n) = -\left(\frac{1+\log(\lambda_0\alpha)}{\alpha} + \frac{\log(\sum_{j\ /\ f_j>0} f_j\ (V(t,n+j) - V(t,n)))}{\alpha}\right) \tag{10}$$

On obtient ainsi une équation différentielle en $V(t) = \underset{n}{vec} V(t,n)$ qui est de type "champ de vecteurs" (i.e. $V'(t) = F(V(t))$), et pour laquelle on connaît les valeurs terminales $V(T) = \underset{n}{vec}\left(C \times 1_{[n\geq 15]}\right)$. On peut réduire le nombre des états n en absorbant en un seul état tous les $n \geq 15$ car les valeurs optimales associées sont les mêmes. On calcule ensuite numériquement les valeurs de V pour $t \in [0,T]$. On en déduit enfin l'effort optimal avec les deux équations données en (8).

9.4 Estimation et test de la présence d'aléa moral

9.4.1 Le modèle de base

Dans cette annexe, on présente un modèle statistique développé dans Abbring et al. ([1], [2]).

Soit N_t un processus de comptage (d'accidents ou d'infractions) avec $N_0 \equiv 0$ et des sauts croissants un par un. La fonction de hasard s'écrit

$$h(t) = \lambda \times [\beta(\lambda)]^{N_{t^-}} \times \varphi(t)\ (0 \leq t \leq T), \tag{11}$$

avec

$$\Phi(t) = \int_0^t \varphi(u)du,\ \Phi(T) = 1.$$

On peut normaliser ainsi sans perte de généralité car il y a un facteur d'échelle λ. La variable N_{t^-} représente le nombre d'événements survenus sur $[0,t[$.

Sur la population, la loi de λ est égale à G. Cette loi représente l'hétérogénéité individuelle explicable partiellement par les composantes de régression. Il s'agit bien sûr d'éliminer G (et donc l'hétérogénéité inobservée qui est la composante de G résiduelle par rapport aux composantes de régression) dans l'inférence sur β et φ. Dans un environnement convexe (i.e. croissance des coûts marginaux et donc de l'efficacité de l'effort avec le nombre d'infractions), on s'attend à ce que la fonction β (supposée dépendante de λ)

soit inférieure à un, et que la fonction φ soit croissante. Les développements concernant β peuvent être trouvés dans Abbring et al. ([1], [2]).

Il n'y a pas de miracle: il est impossible d'estimer le modèle dans sa généralité (et c'est dommage car y sont incluses les propriétés d'incitations et de désincitations, ainsi que la prise en compte d'effets saisonniers éventuels dans la fonction φ). On peut avancer sous l'une ou l'autre des deux hypothèses:

$$H_0^a : \beta \equiv 1 \text{ (i.e. } \beta(\lambda) = 1 \ \forall \lambda); \ H_0^b : \varphi(t) = \frac{1}{T} \text{ (i.e. } \varphi \text{ constante)},$$

c'est-à-dire éliminer la loi G sur le paramètre d'échelle.

9.4.2 Utilisation des contrats avec deux infractions et plus

Un estimateur de β peut être obtenu à partir des deux premières dates. Dans ce cas, on a une estimation à partir des contrats avec deux événements survenant à des dates T_1 et $T_2 > T_1$ en écrivant

$$P[T_1 \geq T_2 - T_1 \mid \lambda] = \frac{\beta(\lambda)}{1 + \beta(\lambda)}. \tag{12}$$

Cette estimation est valable avec une fonction φ constante, mais elle suppose qu'on observe les deux dates pour chaque individu, autrement dit que T_2 n'est pas contrainte à être inférieure à T (données non censurées). Ce n'est évidemment pas le cas en pratique, d'autant que les fréquences sont très inférieures à un. Dans un contexte où les données sont non censurées et où β est constant, on a l'estimateur convergent

$$\widehat{\beta} = \frac{\overline{1}_{[T_1 \geq T_2 - T_1]}}{\overline{1}_{[T_1 < T_2 - T_1]}}. \tag{13}$$

Si les données sont censurées (observation limitée à $[0, T]$), l'égalité (12) est valable si $\beta \equiv 1$ et si φ est constante. On a en effet dans ce cas

$$P[T_1 \geq T_2 - T_1 \mid N_T = 2] = P[T_1 \geq T_2 - T_1 \mid N_T \geq 2] = \frac{1}{2}.$$

L'estimateur de β donné en (13) permet de faire un test de $\beta = 1$ sous l'hypothèse où φ est constante, avec la statistique

$$\widehat{\beta} = \frac{\overline{1}_{[T_1 \geq T_2 - T_1 \ , \ N_T \geq 2]}}{\overline{1}_{[T_1 < T_2 - T_1 \ , \ N_T \geq 2]}}$$

(on peut remplacer $N_T \geq 2$ par $N_T = 2$).

9.4.3 Estimation de β

Si $\lambda_n(t)$ est la fonction de hasard en t sachant $N_{t^-} = n$, l'équation (11) s'écrit

$$\lambda_n(t) = \lambda\,[\beta(\lambda)]^n\,\varphi(t).$$

On en déduit (T_n étant la date du $n^{\text{ième}}$ événement)

$$S_{T_1}(t) = P\,[T_1 \geq t] = \exp\left[-\int_0^t \lambda_0(u)\,du\right] = \exp\left[-\lambda\Phi(t)\right].$$

De même, on a

$$S_{T_2-T_1}(t) = \exp\left[-\int_{T_1}^{T_1+t} \lambda_1(u)\,du\right] = \left[\frac{S_{T_1}(T_1+t)}{S_{T_1}(T_1)}\right]^{\beta(\lambda)}.$$

Il faut raisonner avec le temps calendaire. Si $f_{T_1} = -S'_{T_1}$ est la densité de T_1, on peut écrire pour les données non censurées

$$P[T_2-T_1 \geq T_1 \mid \lambda] = \int_0^{+\infty} f_{T_1}(t)\; S_{T_2-T_1}(t)\,dt = \int_0^{+\infty} -S'_{T_1}(t)\left[\frac{S_{T_1}(2t)}{S_{T_1}(t)}\right]^{\beta(\lambda)} dt.$$

Cette intégrable n'est pas calculable pour φ quelconque. Dans ce cas, on a

$$S_{T_1}(2t) = S^2_{T_1}(t) \Rightarrow$$

$$S_{T_1}(2t) = S^2_{T_1}(t) \Rightarrow P[T_2 - T_1 \geq T_1 \mid \lambda] = \left[-\frac{[S_{T_1}(t)]^{1+\beta(\lambda)}}{1+\beta(\lambda)}\right]_0^{+\infty} = \frac{1}{1+\beta(\lambda)}.$$

On en déduit

$$\beta(\lambda) = \frac{1 - \frac{1}{1+\beta(\lambda)}}{\frac{1}{1+\beta(\lambda)}} = \frac{P[T_1 > T_2 - T_1 \mid \lambda]}{P[T_1 \leq T_2 - T_1 \mid \lambda]},$$

et un estimateur naturel de β (si la fonction est constante) basé sur les fréquences.

Le problème est que l'on observe que des données censurées (c'est-à-dire avec la contrainte $T_2 \leq T$), et que sous cette contrainte les propriétés précédentes sont fausses. Cela dit, si $\beta \equiv 1$, l'égalité précédente reste vraie, et la probabilité précédente est égale à $1/2$.

Il n'y a pas de simplification dans le calcul de $P[T_1 > T_2 - T_1 \mid \lambda,\ T_2 \leq T]$, même si on suppose φ constante. Les calculs montrent que ces probabilités sont peu sensibles à β. Si φ est constante et si $\beta = 1$, la probabilité conditionnelle précédente est égale à $1/2$, ce qui est la valeur de la probabilité non conditionnelle à $T_2 \leq T$.

En conclusion, on peut faire un test de $\beta = 1$ avec l'estimateur de β. Mais l'estimation de β dans l'hypothèse alternative n'est pas du tout réglée par les modèles de Abbring et al. ([1], [2]).

9.4.4 Applications aux données québécoises

Soit un permis de conduire indicé par i. On considère une population P_1 de permis observés avant la réforme, et P_2 après celle-ci. A la date t, le risque instantané (ou fonction de hasard) associé à l'individu i de la population j ($j = 1, 2$) est égal à

$$\lambda_i(t) = \mu_i \times \beta_j^{n_t^i}\ (i \in P_j). \tag{14}$$

La date t mesure le temps écoulé depuis le début de la période, n_t^i est le nombre d'infractions observées sur i depuis le début de la période, et μ_i est une constante qui représente le risque initial de l'individu i[18]. Le risque en fréquence d'infractions d'un individu ne varie que suite à une infraction. On suppose qu'alors ce risque est multiplié par β_j, une constante dépendant de la période j mais pas de l'individu i. Si la réforme a un effet incitatif, on s'attend à ce que β_2 soit inférieur à β_1.

La section 9.4 a décrit une procédure d'estimation des β_j dans le cas où μ_i est constant sur la période, et donne des indications sur l'estimation dans un contexte où le risque varie avec le temps en l'absence d'infractions.

Avec les hypothèses retenues ici, les durées séparant deux infractions consécutives pour un permis suivent des lois exponentielles. Soit n_i le nombre d'infractions enregistrées pour l'individu i. Si $n_i \geq 1$ et $1 \leq m \leq n_i$, on notera $d_{i,m}$ la date de la $m^{ième}$ infraction. Avec le risque formulé en (14), on a

$$i \in P_j,\ n_i \geq 2 \Rightarrow \frac{P[D_{i,1} > D_{i,2} - D_{i,1}]}{P[D_{i,1} \leq D_{i,2} - D_{i,1}]} = \beta_j. \tag{15}$$

[18] En effet, $n_0^i = 0$ par définition de t. Donc $\mu_i = \lambda_i(0)$.

La variable aléatoire $D_{i,2} - D_{i,1}$ est la durée qui sépare la deuxième infraction de la première pour l'individu i[19]. Si le risque diminue suite à une infraction ($\beta_j < 1$), les durées $D_{i,2} - D_{i,1}$ seront en moyenne supérieures aux dates d'occurrence de la première infraction. La probabilité au numérateur sera plus petite que 1/2, et donc plus petite que le dénominateur qui est le complémentaire à un du numérateur.

Le résultat important ici est que le niveau de risque individuel μ_i est éliminé. On obtient des estimateurs des β_j qui éliminent l'hétérogénéité individuelle, laquelle n'est que partiellement explicable par les composantes de régression. Notons

$$\overline{1}^j_{[D_1 > D_2 - D_1]},\ \overline{1}^j_{[D_1 \leq D_2 - D_1]}\ (j = 1, 2)$$

les moyennes empiriques sur la population j des variables indicatrices $1_{[D_{i,1} > D_{i,2} - D_{i,1}]}$ et $1_{[D_{i,1} \leq D_{i,2} - D_{i,1}]}$ ($i \in P_j$). Un estimateur naturel de β_j obtenu à partir de l'équation (15) est:

$$\widehat{\beta_j} = \frac{\overline{1}^j_{[D_1 > D_2 - D_1]}}{\overline{1}^j_{[D_1 \leq D_2 - D_1]}}.$$

Il est ensuite aisé de faire un test d'égalité de β_1 et β_2. Sur le fichier de la SAAQ, on obtient les effectifs suivants avant la réforme:

	$\sum_{i \in P_j} 1_{[D_{i,1} > D_{i,2} - D_{i,1}]}$	$\sum_{i \in P_j} 1_{[D_{i,1} \leq D_{i,2} - D_{i,1}]}$	$\lvert P_j \rvert$
$j = 1$	6265	5230	11495
$j = 2$	1438	1416	2854

Par exemple, 11495 permis ont vu au moins deux infractions sanctionnées avant la réforme. Pour plus de la moitié d'entre eux (6265), la durée séparant la deuxième infraction de la première a été inférieure au temps qui s'est écoulé jusqu'à la première infraction. Ceci conduit à un estimateur de β_1 supérieur à un. On obtient

$$\widehat{\beta_1} = \frac{6265}{5230} = 1,198;\ \widehat{\beta_2} = \frac{1438}{1416} = 1,016;$$

[19] Nous avons aussi considéré la durée qui sépare la troisième infraction de la deuxième pour l'individu i. Les résultats sont similaires à ceux présentés dans ce rapport. Il est difficile de considérer des niveaux d'infraction plus élevés avec notre échantillon car les nombres d'infractions supérieurs à trois sont trop faibles pour appliquer les méthodes statistiques utilisées.

Le test d'égalité de β_1 et β_2 revient à tester l'indépendance des marges dans le tableau des effectifs. La statistique du χ^2 associée est égale à 15,58, et elle suit asymptotiquement une loi $\chi^2(1)$ sous l'hypothèse nulle $\beta_1 = \beta_2$. On rejette donc l'égalité de β_1 et β_2 aux niveaux de significativité usuels, ce qui semble indiquer que la réforme de 1992 a introduit un effet incitatif à la sécurité routière.

On peut également faire un test unilatère qui conduirait à la même conclusion. On écrit la matrice d'effectif précédente sous la forme $N = (n_{jk})_{1\leq j,k\leq 2}$. Les fréquences associées $P = N/n$, $n = \sum_{1\leq j,k\leq 2} n_{jk}$ estiment les probabilités d'une loi multinomiale associée aux probabilités $(p_{jk})_{1\leq j,k\leq 2}$. On vectorialise les fréquences et les probabilités et on écrit

$$p = \begin{pmatrix} p_{11} \\ p_{12} \\ p_{21} \\ p_{22} \end{pmatrix} ; \widehat{p} = \begin{pmatrix} n_{11}/n \\ n_{12}/n \\ n_{21}/n \\ n_{22}/n \end{pmatrix}.$$

Par ailleurs, on a

$$\widehat{V}(\widehat{p}) = \frac{1}{n} \times \left[diag(\widehat{p}) - \widehat{p}\,{}^t\widehat{p} \right] ; \beta_2 < \beta_1 \Leftrightarrow \frac{p_{21}}{p_{22}} < \frac{p_{11}}{p_{12}} \Leftrightarrow p_{11}p_{22} - p_{21}p_{12} > 0.$$

On peut faire un test unilatère basé sur l'estimateur $\widehat{p_{11}}\widehat{p_{22}} - \widehat{p_{21}}\widehat{p_{12}} = f(\widehat{p})$. La variance estimée de $f(\widehat{p})$ est approchée usuellement par ${}^t\left[\frac{\partial f}{\partial p}(\widehat{p})\right] \times \widehat{V}(\widehat{p}) \times \frac{\partial f}{\partial p}(\widehat{p})$. C'est le résultat de la "méthode delta" qui consiste à faire un développement limité d'ordre 1 de $f(\widehat{p})$ autour de $f(p)$. On a

$$\frac{\partial f}{\partial p}(\widehat{p}) = \begin{pmatrix} \widehat{p_{22}} \\ -\widehat{p_{21}} \\ -\widehat{p_{12}} \\ \widehat{p_{11}} \end{pmatrix} ; \frac{f(\widehat{p})}{\sqrt{\widehat{V}(f(\widehat{p}))}} = 3,93.$$

La loi asymptotique de cette statistique est une loi normale centrée réduite sous l'hypothèse $f(p) = 0$, et on rejette évidemment l'hypothèse $H_0 : \beta_1 \geq \beta_2$ aux niveaux usuels. Le carré de cette statistique est à peu près égal à la statistique du chi-deux (15,48 contre 15,58). La conclusion est en tout cas que la baisse de β est significative après la réforme.

Les calculs faits sur des périodes de deux ans consécutives donnent les

résultats suivants:

	$\sum_i 1_{[D_{i,1}>D_{i,2}-D_{i,1}]}$	$\sum_i 1_{[D_{i,1}\leq D_{i,2}-D_{i,1}]}$	$\widehat{\beta}=\frac{\sum_i 1_{[D_{i,1}>D_{i,2}-D_{i,1}]}}{\sum_i 1_{[D_{i,1}\leq D_{i,2}-D_{i,1}]}}$
Années $88-89$	1279	1191	$1,074$
Années $90-91$	1286	1217	$1,057$
Années $92-93$	1022	1107	$0,954$
Années $94-95$	872	886	$0,984$

On peut faire le test de l'égalité à un des beta pour chaque période. En écrivant $\widehat{\beta}=n_1/n_2$ pour chacune des périodes, tester $\beta=1$ revient à tester $p=1/2$, avec $\widehat{p}=n_1/(n_1+n_2)=\widehat{\beta}/(1+\widehat{\beta})$. En notant $n=n_1+n_2$, la statistique $2\sqrt{n}(\widehat{p}-0,5)$ suit asymptotiquement une loi normale centrée réduite sous l'hypothèse nulle. La région de rejet de l'hypothèse $\beta=1$ est bilatère, mais on peut également retenir des régions de rejet unilatères pour le test de l'hypothèse $\beta<1$. En calculant cette statistique sur les différentes périodes évoquées dans les deux tableaux précédents, on obtient

$$2\sqrt{n}(\widehat{p}-0,5)=\sqrt{n}\frac{\widehat{\beta}-1}{\widehat{\beta}+1}$$

avant la réforme	$9,65$
après la réforme	$0,41$
Années $88-89$	$1,77$
Années $90-91$	$1,38$
Années $92-93$	$-1,84$
Années $94-95$	$-0,33$

En effectuant des tests unilatères, on voit que β est significativement inférieur à un au niveau $\alpha=5\%$ pour la période 1992-1993. Par ailleurs, β est significativement supérieur à un au niveau $\alpha=5\%$ avant la réforme et durant la période 1988-1989.

Par ailleurs, le test sur l'égalité des β entre les périodes $90-91$ et $92-93$ conduit à une statistique du chi-deux égale à 5,24 et à une statistique $f(\widehat{p})/\sqrt{\widehat{V}(f(\widehat{p}))}$ ($f(\widehat{p})=\widehat{p_{11}}\widehat{p_{22}}-\widehat{p_{21}}\widehat{p_{12}}$) égale à 2,29. On rejette l'égalité des beta dans un test bilatère au niveau $\alpha=5\%$ et *a fortiori* on accepte le fait que le beta de 1990-1991 soit supérieur à celui de 1992-1993 au niveau $\alpha=5\%$.

References

[1] Jaap Abbring, Pierre-André Chiappori, James Heckman et Jean Pinquet (2003). Adverse Selection and Moral Hazard in Insurance: Can Dynamic Data Help To Distinguish? *Journal of the European Economic Association, Papers and Proceedings* 1, 512-521.

[2] Jaap Abbring, Pierre-André Chiappori et Jean Pinquet (2003). Moral Hazard and Dynamic Insurance Data. *Journal of the European Economic Association* 1, 767-820.

[3] Automobile Insurance: Road Safety, New Drivers, Risks, Insurance Fraud and Regulation (1999) (Editeurs: Georges Dionne, Claire Laberge-Nadeau), Kluwer Academic Publishers.

[4] Marcel Boyer et Georges Dionne (1985). La tarification de l'assurance automobile et les incitations à la sécurité routière, 183 p., Rapport 388, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, remis à la SAAQ.

[5] Marcel Boyer et Georges Dionne (1987). Description and Analysis of the Quebec Automobile Insurance Plan. *Canadian Public Policy* 13, 181-195.

[6] Marcel Boyer, Georges Dionne et Charles Vanasse (1991). Infractions au code de la sécurité routière, infractions au code criminel et gestion optimale de la sécurité routière. *Actualité Économique* 67, 279-305.

[7] Jean-Marc Bourgeon et Pierre Picard (2004). Point Record Mechanisms and Road Safety: an Economic Approach. Document de travail THEMA.

[8] Kaïs Dachraoui, Georges Dionne, Louis Eeckhoudt et Philippe Godfroid (2004). Comparative Mixed Risk Aversion: Definition and Application to Self-Protection and Willingness to Pay. *Journal of Risk and Uncertainty* vol. 29, no 3, 261-276.

[9] Maki Dahchour (2001). Les assureurs français ont-ils intérêt à utiliser les points de permis pour tarifer l'assurance automobile ? *Assurances* vol. 69, no 3, 423-462.

[10] Georges Dionne (2001). Insurance Regulation in Other Industrial Countries. Dans Deregulating Property–Liability Insurance, J.D. Cummins (Éd.), AEI–Brookings, Washington, 362-390.

[11] Georges Dionne (2004). Introduction. *Assurances et gestion des risques* vol. 72, no 1, 1-7.

[12] Georges Dionne et Paul Lanoie (2004). Public Choice About the Value of a Statistical Life: The Case of Road Safety. *Journal of Transport Economics and Policy* vol. 38, no 2, 247-274.

[13] Georges Dionne, Mathieu Maurice, Jean Pinquet et Charles Vanasse (2001).The Role of Memory in Long-Term Contracting with Moral Hazard: Empirical Evidence in Automobile Insurance. Document de travail THEMA 2001-11.

[14] Georges Dionne, Mathieu Maurice et Jean Pinquet (2003). Étude de la Faisabilité Statistique de la Mise en Place d'un Système Bonus-Malus Basé sur le Permis à Points en France. Rapport pour la Fédération Française des Sociétés d'Assurances.

[15] Direction des Libertés Publiques et des Affaires Juridiques, ministère de l'Intérieur, de la sécurité intérieure et des libertés locales (France) (2004). Le permis à points; bilan d'exécution, année 2003.

[16] Arthur C. Pigou (1920). *The Economics of Welfare.* Editions Macmillan.

[17] Jean Pinquet, Montserrat Guillén et Catalina Bolancé (2001). "Allowance for the Age of Claims in Bonus-Malus Systems," *ASTIN Bulletin 31,* no *2,* 337-348.

[18] Jean Pinquet, Montserrat Guillén et Catalina Bolancé (2003). "Time-Varying Credibility for Frequency Risk Models: Estimation and Tests for Autoregressive Specifications on the Random Effects," *Insurance: Mathematics and Economics* 33, no 2 273-282.

[19] Société de l'Assurance Automobile du Québec. Les infractions et les sanctions reliées à la conduite d'un véhicule routier (1992-2001). Dossier statistique réalisé par la direction des études et stratégies en sécurité routière.

[20] W. Kip Viscusi et Joseph E. Aldy (2003). The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World. *Journal of Risk and Uncertainty* vol. 27, 5-76.